

Der Einfluss von Medienberichterstattung auf aggregierte
wirtschaftliche und politische Einstellungen.
Eine zeitreihenökonometrische Untersuchung

Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades Dr. rer. pol
an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Universität Augsburg

vorgelegt von
Stefan Subroweit

Bonn, 13. Mai 2006

Erstgutachter:	Prof. Dr. Günter Bamberg
Zweitgutachter:	Prof. Dr. Heribert Gierl
Vorsitzender der mündlichen Prüfung:	Prof. Dr. Axel Tuma
Datum der mündlichen Prüfung:	20. Dezember 2006

Danksagung

Dank sagen möchte ich zunächst Prof. Dr. Peter Schönfeld für die gründliche Methodenausbildung, die er seinen Studenten – und damit mir – angedeihen ließ. Er war es, der mich meinem späteren Doktorvater, Prof. Dr. Günter Bamberg, weiterempfahl. Diesem gebührt mein besonderer Dank dafür, dass ich mich trotz der Entfernung zwischen Bonn und Augsburg dort nie fern gefühlt habe. Meinem Zweitgutachter, Prof. Dr. Heribert Gierl, sei gedankt für kritische und dennoch motivierende Gedanken.

Seit unserer Zeit in der Vorlesung Ökonometrie III, die wir zu zweit besuchten, verbinden mich und Dr. Patrick Gilles offensichtlich unzertrennliche Bande. Er war es auch, der durch lange Diskussionen mit mir besonders in der Frühphase der Arbeit für den nötigen Forschungsehrgeiz sorgte.

Die Unterstützung und Anteilnahme meiner Familie begleitet mich bis zum heutigen Tage.

Ohne die Hilfe und das Verständnis meiner lieben Frau wäre das Projekt wohl als Sammlung von Excel-Tabellen geendet. Danke für alles!

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	1
1.1	Problemstellung	2
1.2	Aufbau der Arbeit	5
I	Theoretischer Teil	6
2	Theoretische Verortung	7
2.1	Übersicht	8
2.2	Medienwirkungsforschung	9
2.2.1	Paradigmen der Medienwirkungsforschung	9
2.2.2	Weitere Probleme der Medienwirkungsforschung	11
2.3	Wirtschaftswissenschaft	15
2.3.1	Information, Erwartung und Rationalität	15
2.3.2	Konsumentenvertrauen als Indikator wirtschaftlicher Aktivität	17
2.4	Politikwissenschaft	19
2.4.1	Das Paradigma des <i>economic voting</i>	19
2.4.2	Probleme des <i>economic voting</i> -Ansatzes: Information und Erwartung	20
3	Daten und Methode	23
3.1	Daten	24
3.1.1	Messung von Medieninhalten	24
3.1.1.1	Probleme der Messung von Medieninhalten	24
3.1.1.1.1	Grundgesamtheit und Stichprobenkonstruktion.	24
3.1.1.1.2	Maßeinheit, Gewichtung und Aggregation	25
3.1.1.2	EDV-gestützte Schlagwortsuche	26
3.1.1.3	Quantitative Medieninhaltsanalyse	27
3.1.1.4	Proxivariablen	28
3.1.2	Messung von Einstellungen	29
3.1.2.1	Messfehler	29

3.1.2.2	Quantifizierung qualitativer Daten	30
3.1.3	Messung der Realwelt	31
3.1.3.1	Wirtschaft	31
3.1.3.2	Politik	31
3.2	Methoden der Datenanalyse	35
3.2.1	Grafische Analyse	35
3.2.2	Korrelationen	35
3.2.2.1	Statistische Eigenschaften des Korrelationskoeffizienten	35
3.2.2.2	Korrelation in der Literatur	36
3.2.3	OLS-Schätzung von Eingleichungsmodellen	37
3.2.3.1	Ökonometrische Eigenschaften der OLS-Schätzfunktion	37
3.2.3.2	Eingleichungsmodelle in der Forschung	38
3.2.4	Box-Jenkins-Methode	40
3.2.4.1	Ökonometrische Eigenschaften der <i>Box-Jenkins</i> -Methode	40
3.2.4.2	Die Box-Jenkins-Methode in der Forschung	40
3.2.5	Der Ansatz der scheinbar unverbundenen Regression (SUR)	41
3.2.5.1	Ökonometrische Eigenschaften der SUR-Methode	41
3.2.5.2	Die SUR-Methode in der Forschung	42
3.2.6	VAR-Ansatz	42
3.2.6.1	Ökonometrische Eigenschaften des VAR-Ansatzes	42
3.2.6.2	Der VAR-Ansatz in der Forschung	44
3.2.7	Grangerkausalität	45
3.2.7.1	Ökonometrische Eigenschaften der Grangerkausalität	45
3.2.7.2	Grangerkausalität in der Forschung	45
3.2.8	Kointegration	46
3.2.8.1	Ökonometrische Eigenschaften kointegrierter Systeme	46
3.2.8.2	Kointegrierte Modelle in der Forschung	46
3.2.9	Prognose und Simulation	47
3.2.10	Rechnerische Durchführung der Methoden am Beispiel	48
3.2.10.1	Daten	48
3.2.10.2	Grangerkausalität	50
3.2.10.3	VAR-Schätzung	52
3.2.10.4	Modell-Simulation	55
3.2.11	Methodische Verfahren bisheriger Arbeiten	55
4	Empirische Ergebnisse bisheriger Arbeiten	62
4.1	Empirische Ergebnisse medienwissenschaftlich motivierter Arbeiten	63
4.2	Empirische Ergebnisse wirtschaftswissenschaftlich orientierter Arbeiten	65

4.2.1	Erwartungsbildung	65
4.2.2	Umfragen als Frühindikator	66
4.2.3	Konsumentenvertrauen als treibender Faktor	66
4.2.4	Einfluss von Medienberichterstattung auf Konsumentenvertrauen	67
4.3	Empirische Ergebnisse politikwissenschaftlich motivierter Arbeiten	68
5	Zusammenfassung und Überleitung zum empirischen Teil	70
II	Empirischer Teil	72
6	Medien und Politiker	73
6.1	Politiker-Skalometer	74
6.1.1	Daten	74
6.1.1.1	Wählerbefragung	74
6.1.1.2	Medienbeurteilung	74
6.1.2	Analysemethoden	75
6.1.3	Kurt Biedenkopf	75
6.1.3.1	Beschreibung	75
6.1.3.2	Korrelation	78
6.1.3.3	Grangerkausalität	78
6.1.4	Joschka Fischer	79
6.1.4.1	Beschreibung	79
6.1.4.2	Korrelation	82
6.1.4.3	Grangerkausalität	82
6.1.4.4	VAR-Resultate	82
6.1.5	Gregor Gysi	85
6.1.5.1	Beschreibung	85
6.1.5.2	Korrelationen	85
6.1.5.3	Grangerkausalität	85
6.1.6	Helmut Kohl	88
6.1.6.1	Beschreibung	88
6.1.6.2	Korrelation	91
6.1.6.3	Grangerkausalität	91
6.1.6.4	VAR-Schätzung	92
6.1.6.5	ECM-Schätzung	92
6.1.7	Oskar Lafontaine	97
6.1.7.1	Beschreibung	97
6.1.7.2	Korrelation	100

6.1.7.3	Grangerkausalität	100
6.1.7.4	VAR-Schätzung	100
6.1.8	Angela Merkel	103
6.1.8.1	Beschreibung	103
6.1.8.2	Korrelation	103
6.1.8.3	Grangerkausalität	103
6.1.9	Friedrich Merz	107
6.1.9.1	Beschreibung	107
6.1.9.2	Korrelation	110
6.1.9.3	Grangerkausalität	110
6.1.10	Volker Rühe	111
6.1.10.1	Beschreibung	111
6.1.10.2	Korrelation	111
6.1.10.3	Grangerkausalität	111
6.1.11	Rudolf Scharping	114
6.1.11.1	Beschreibung	114
6.1.11.2	Korrelation	114
6.1.11.3	Grangerkausalität	114
6.1.12	Wolfgang Schäuble	117
6.1.12.1	Beschreibung	117
6.1.12.2	Korrelation	120
6.1.12.3	Grangerkausalität	120
6.1.12.4	VAR-Schätzung	120
6.1.13	Gerhard Schröder	123
6.1.13.1	Beschreibung	123
6.1.13.2	Korrelation	123
6.1.13.3	Grangerkausalität	126
6.1.13.4	VAR-Schätzung	126
6.1.14	Edmund Stoiber	130
6.1.14.1	Beschreibung	130
6.1.14.2	Korrelation	130
6.1.14.3	Grangerkausalität	133
6.1.14.4	VAR-Schätzung	133
6.1.15	Zusammenfassung	136
6.2	Politiker-Wichtigkeit	137
6.2.1	Daten	137
6.2.1.1	Wählerbefragung	137

6.2.1.2	Medienbeurteilung	137
6.2.1.3	Frequenz-Konvertierung	137
6.2.2	Analysemethode	138
6.2.3	Joschka Fischer	139
6.2.3.1	Beschreibung	139
6.2.3.2	Korrelation	141
6.2.3.3	Grangerkausalität	141
6.2.3.4	VAR-Schätzung	141
6.2.4	Wolfgang Gerhardt	144
6.2.4.1	Korrelation	144
6.2.4.2	Grangerkausalität	146
6.2.5	Gregor Gysi	147
6.2.5.1	Korrelation	149
6.2.5.2	Grangerkausalität	149
6.2.5.3	VAR-Schätzung	149
6.2.6	Helmut Kohl	151
6.2.6.1	Korrelation	153
6.2.6.2	Grangerkausalität	153
6.2.7	Oskar Lafontaine	154
6.2.7.1	Korrelation	156
6.2.7.2	Grangerkausalität	156
6.2.8	Angela Merkel	157
6.2.8.1	Korrelation	159
6.2.8.2	Grangerkausalität	159
6.2.9	Wolfgang Schäuble	160
6.2.9.1	Korrelation	160
6.2.9.2	Grangerkausalität	162
6.2.9.3	VAR-Schätzung	162
6.2.10	Gerhard Schröder	164
6.2.10.1	Korrelation	164
6.2.10.2	Grangerkausalität	166
6.2.10.3	VAR-Schätzung	166
6.2.11	Zusammenfassung	168
7	Medien und Parteien	169
7.1	Daten	170
7.1.1	Wählerbefragung	170
7.1.2	Medienbeurteilung	171

7.2	Analysemethoden	171
7.3	SPD	172
7.3.1	Beschreibung	172
7.3.2	Korrelation	173
7.3.3	Grangerkausalität	173
7.3.4	VAR-Schätzung	173
7.3.5	Modell-Simulation	174
7.4	CDU	178
7.4.1	Beschreibung	178
7.4.2	Korrelation	179
7.4.3	Grangerkausalität	179
7.4.4	VAR-Schätzung	180
7.4.5	Modell-Simulation	181
7.5	CSU	185
7.5.1	Beschreibung	185
7.5.2	Korrelation	185
7.5.3	Grangerkausalität	186
7.5.4	VAR-Schätzung	186
7.5.5	Modell-Simulation	187
7.6	FDP	191
7.6.1	Beschreibung	191
7.6.2	Korrelation	192
7.6.3	Grangerkausalität	192
7.6.4	VAR-Schätzung	192
7.6.5	Modell-Simulation	193
7.7	Bündnis 90/Die Grünen	197
7.7.1	Beschreibung	197
7.7.2	Korrelation	198
7.7.3	Grangerkausalität	198
7.7.4	VAR-Schätzung	198
7.7.5	VEC-Schätzung	199
7.7.6	Modell-Simulation	201
7.8	PDS	208
7.8.1	Beschreibung	208
7.8.2	Korrelation	209
7.8.3	Grangerkausalität	209
7.8.4	VAR-Schätzung	209

7.8.5	Modell-Simulation	210
7.9	Ein integriertes Modell der Parteienbeliebtheit	214
7.9.1	VAR-Schätzung	214
7.9.2	Modell-Simulation	214
7.10	Schätzung eines Paneldatenmodells	220
7.11	Zusammenfassung	221
8	Medien und politische Probleme	224
8.1	Daten	225
8.1.1	Wählerbefragung	225
8.1.2	Medienberichterstattung	225
8.2	Analysemethoden	226
8.3	Deskriptive Analyse	227
8.3.1	Wirtschaftspolitik	227
8.3.1.1	Arbeitslosigkeit	227
8.3.1.2	Steuern	228
8.3.1.3	Wirtschaftslage	228
8.3.1.4	Verschuldung	228
8.3.1.5	Energiesteuern	228
8.3.1.6	Streik/Löhne	229
8.3.1.7	Ladenschluss	229
8.3.2	Gesellschaftspolitik	234
8.3.2.1	Umweltschutz	234
8.3.2.2	BSE	234
8.3.2.3	Verkehr	235
8.3.2.4	Kernenergie	235
8.3.2.5	MKS	235
8.3.2.6	Landwirtschaft	235
8.3.2.7	Rente	235
8.3.2.8	Gesundheitswesen	236
8.3.2.9	Sozialleistungen	236
8.3.2.10	Bildung	236
8.3.3	Innenpolitik	242
8.3.3.1	Ausländer	242
8.3.3.2	Asyl	242
8.3.3.3	Rechtsextreme	243
8.3.3.4	Ruhe und Ordnung	243
8.3.3.5	DDR/deutsche Einheit	243

8.3.4	Außenpolitik	247
8.3.4.1	EU/Euro	247
8.3.4.2	Frieden	247
8.3.4.3	Terror	248
8.3.4.4	Bundeswehreinsatz	248
8.4	Kreuzkorrelationen	251
9	Medien, Makroökonomie und Konsumenten	253
9.1	Daten	254
9.1.1	Realwelt	254
9.1.2	Umfragewerte	254
9.1.3	Medien	255
9.2	Methode	255
9.3	Wahrnehmung und Erwartung der Inflation	256
9.3.1	Beschreibung	256
9.3.2	Kreuzkorrelationen	256
9.3.2.1	Korrelationen zwischen Inflation und Meinung/Berichterstattung	256
9.3.2.2	Korrelationen zwischen Meinung und Berichterstattung	256
9.3.2.3	Korrelationen vor der Euro-Einführung	260
9.3.3	Grangerkausalität	260
9.3.3.1	Grangerkausalität zwischen Inflation und Meinung/Berichterstattung	260
9.3.3.2	Grangerkausalität zwischen Meinung und Berichterstattung	261
9.3.3.3	Grangerkausalität vor der Euro-Einführung	261
9.3.4	VAR-Schätzung	263
9.3.4.1	Preiswahrnehmung	263
9.3.4.2	Preiserwartung	265
9.3.5	Modell-Simulation	270
9.3.6	Zusammenfassung	270
9.4	Erwartungen der Arbeitslosigkeit	272
9.4.1	Beschreibung	272
9.4.2	Kreuzkorrelationen	272
9.4.3	Grangerkausalität	275
9.4.4	VAR-Schätzungen	275
9.4.5	Modell-Simulation	276
9.4.6	Out-of-sample-Prognose	278
9.4.7	Rationale und nicht-rationale Komponenten der Erwartung	280
9.4.7.1	Ein einfaches Modell nichtrationaler Erwartungsbildung	280
9.4.7.2	Daten	283

9.4.7.3	Schätzgleichung	283
9.4.8	Zusammenfassung	287
9.5	Wahrnehmung und Erwartung der Wirtschaftslage	288
9.5.1	Beschreibung	288
9.5.2	Kreuzkorrelationen	288
9.5.3	Grangerkausalität	293
9.5.4	VAR-Schätzung	293
9.5.5	Modell-Simulation	298
9.5.6	Out-of-sample-Prognose	299
9.5.7	Zusammenfassung	301
9.6	Einzelhandelsumsätze	304
9.6.1	Variablenselektion	304
9.6.2	Beschreibung	304
9.6.3	Kreuzkorrelationen	310
9.6.4	Grangerkausalität	311
9.6.5	VAR-Schätzung	311
9.6.5.1	Ökonometrische Probleme der Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit . . .	311
9.6.5.2	Einzelhandelsumsätze ohne Kfz und Tankstellen	313
9.6.5.3	Einzelhandelsumsätze mit Kfz und Tankstellen	314
9.6.6	Simulation	318
9.6.7	Out-of-sample-Prognose	323
9.6.8	Zusammenfassung	326
9.7	Anhang	327
9.7.1	Fragestellungen aus dem Konsumentennumfragen	327
10	Schlussbetrachtungen	331
10.1	Zusammenfassung der wichtigsten theoretischen Ergebnisse	332
10.2	Entwicklung eines Analyserahmens	332
10.3	Zusammenfassung der wichtigsten empirischen Ergebnisse	333
10.4	Beschränkungen	335
10.5	Rückbezug zur Theorie und Ausblick	335

Tabellenverzeichnis

2.1	Effekt-Matrix nach Blood und Phillips (1995)	22
3.1	Methodische Verfahren bisheriger Arbeiten - Definitionen	56
3.2	Verfahren ausgewählter Arbeiten – Politik und Medien	57
3.3	Verfahren ausgewählter Arbeiten – Wirtschaft	60
6.1	Zuordnung der S-Reihen zu den Politikern	75
6.2	Statistiken S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen TVS	77
6.3	Statistiken S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen TVR	77
6.4	Statistiken S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen WOS	77
6.5	Statistiken S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen WOR	77
6.6	Statistiken S05 (Skalometer Fischer) gegen TVS	81
6.7	Statistiken S05 (Skalometer Fischer) gegen TVR	81
6.8	Statistiken S05 (Skalometer Fischer) gegen WOS	81
6.9	Statistiken S05 (Skalometer Fischer) gegen WOR	81
6.10	VAR-Schätzungen für S05, TVS2 und WOS2	84
6.11	Statistiken S08 (Skalometer Gysi) gegen TVS	87
6.12	Statistiken S08 (Skalometer Gysi) gegen TVR	87
6.13	Statistiken S08 (Skalometer Gysi) gegen WOS	87
6.14	Statistiken S08 (Skalometer Gysi) gegen WOR	87
6.15	Statistiken S11 (Skalometer Kohl) gegen TVS	90
6.16	Statistiken S11 (Skalometer Kohl) gegen TVR	90
6.17	Statistiken S11 (Skalometer Kohl) gegen WOS	90
6.18	Statistiken S11 (Skalometer Kohl) gegen WOR	90
6.19	VAR-Schätzungen für S11, TVS und WOS	93
6.20	ECM-Schätzungen für S11, TVS und WOS	95
6.21	Statistiken S13 (Skalometer Lafontaine) gegen TVS	99
6.22	Statistiken S13 (Skalometer Lafontaine) gegen TVR	99
6.23	Statistiken S13 (Skalometer Lafontaine) gegen WOS	99

6.24 Statistiken S13 (Skalometer Lafontaine) gegen WOR	99
6.25 VAR-Schätzungen für S13, TVR und WOR	101
6.26 Statistiken S14 (Skalometer Merkel) gegen TVS	105
6.27 Statistiken S14 (Skalometer Merkel) gegen TVR	105
6.28 Statistiken S14 (Skalometer Merkel) gegen WOS	105
6.29 Statistiken S14 (Skalometer Merkel) gegen WOR	105
6.30 Statistiken S15 (Skalometer Merz) gegen TVS	109
6.31 Statistiken S15 (Skalometer Merz) gegen TVR	109
6.32 Statistiken S15 (Skalometer Merz) gegen WOS	109
6.33 Statistiken S15 (Skalometer Merz) gegen WOR	109
6.34 Statistiken S21 (Skalometer Rühle) gegen TVS	113
6.35 Statistiken S21 (Skalometer Rühle) gegen TVR	113
6.36 Statistiken S21 (Skalometer Rühle) gegen WOS	113
6.37 Statistiken S21 (Skalometer Rühle) gegen WOR	113
6.38 Statistiken S22 (Skalometer Scharping) gegen TVS	116
6.39 Statistiken S22 (Skalometer Scharping) gegen TVR	116
6.40 Statistiken S22 (Skalometer Scharping) gegen WOS	116
6.41 Statistiken S22 (Skalometer Scharping) gegen WOR	116
6.42 Statistiken S23 (Skalometer Schäuble) gegen TVS	119
6.43 Statistiken S23 (Skalometer Schäuble) gegen TVR	119
6.44 Statistiken S23 (Skalometer Schäuble) gegen WOS	119
6.45 Statistiken S23 (Skalometer Schäuble) gegen WOR	119
6.46 VAR-Schätzungen für S23, TVS2 und WOS2	121
6.47 Statistiken S25 (Skalometer Schröder) gegen TVS	125
6.48 Statistiken S25 (Skalometer Schröder) gegen TVR	125
6.49 Statistiken S25 (Skalometer Schröder) gegen WOS	125
6.50 Statistiken S25 (Skalometer Schröder) gegen WOR	125
6.51 VAR-Schätzungen für S25, TVS2 und WOS2	128
6.52 Statistiken S26 (Skalometer Stoiber) gegen TVS	132
6.53 Statistiken S26 (Skalometer Stoiber) gegen TVR	132
6.54 Statistiken S26 (Skalometer Stoiber) gegen WOS	132
6.55 Statistiken S26 (Skalometer Stoiber) gegen WOR	132
6.56 VAR-Schätzungen für S26, TVS und WOS	134
6.57 Statistiken W10q (Wichtigkeit Fischer) gegen TVV	139
6.58 Statistiken W10q (Wichtigkeit Fischer) gegen WOV	139
6.59 VAR-Schätzungen für W10Q, TVV und WOV	143
6.60 Statistiken W13q (Wichtigkeit Gerhardt) gegen TVV	144

6.61 Statistiken W13q (Wichtigkeit Gerhardt) gegen WOV	144
6.62 Statistiken W14q (Wichtigkeit Gysi) gegen TVV	147
6.63 Statistiken W14q (Wichtigkeit Gysi) gegen WOV	147
6.64 VAR-Schätzungen für W14Q, TVV und WOV	150
6.65 Statistiken W21q (Wichtigkeit Kohl) gegen TVV	151
6.66 Statistiken W21q (Wichtigkeit Kohl) gegen WOV	151
6.67 Statistiken W23q (Wichtigkeit Lafontaine) gegen TVV	154
6.68 Statistiken W23q (Wichtigkeit Lafontaine) gegen WOV	154
6.69 Statistiken W27q (Wichtigkeit Merkel) gegen TVV	157
6.70 Statistiken W27q (Wichtigkeit Merkel) gegen WOV	157
6.71 Statistiken W43q (Wichtigkeit Schäuble) gegen TVV	160
6.72 Statistiken W43q (Wichtigkeit Schäuble) gegen WOV	160
6.73 VAR-Schätzungen für W43Q, TVV und WOV	163
6.74 Statistiken W49q (Wichtigkeit Schröder) gegen TVV	164
6.75 Statistiken W49q (Wichtigkeit Schröder) gegen WOV	164
6.76 VAR-Schätzungen für W49Q, TVV und WOV	167
7.1 Zuordnung der P-Reihen zu den Parteien	170
7.2 Statistiken P1 (SPD) gegen TV1	172
7.3 Statistiken P1 (SPD) gegen WO1	172
7.4 VAR-Schätzungen für P1, TV1 und WO1	176
7.5 Statistiken P2 (CDU) gegen TV2	178
7.6 Statistiken P2 (CDU) gegen WO2	178
7.7 VAR-Schätzungen für P2, TV2 und WO2	183
7.8 Statistiken P3 (CSU) gegen TV3	185
7.9 Statistiken P3 (CSU) gegen WO3	185
7.10 VAR-Schätzungen für P3, TV3 und WO3	189
7.11 Statistiken P4 (FDP) gegen TV4	191
7.12 Statistiken P4 (FDP) gegen WO4	191
7.13 VAR-Schätzungen für P4, TV4 und WO4	195
7.14 Statistiken P5 (Bündnis 90/Die Grünen) gegen TV5	197
7.15 Statistiken P5 (Bündnis 90/Die Grünen) gegen WO5	197
7.16 VAR-Schätzungen für P5, TV5 und WO5	204
7.17 ECM-Schätzungen für P5, TV5 und WO5	205
7.18 Statistiken P6 (PDS) gegen TV6	208
7.19 Statistiken P6 (PDS) gegen WO6	208
7.20 VAR-Schätzungen für P6, TV6 und WO6	212
7.21 VAR-Schätzungen eines Gesamtmodells	216

7.22	Quadrierte Abweichungen der Einzelmodelle	217
7.23	Quadrierte Abweichungen des Gesamtmodells	217
7.24	Ergebnisse der Panel-SUR-Schätzung	220
8.1	Statistiken MIP Wirtschaft	227
8.2	Statistiken MIP Gesellschaftspolitik	234
8.3	Statistiken MIP Innenpolitik	242
8.4	Statistiken MIP Außenpolitik	247
8.5	Kreuzkorrelationen zwischen MIP-Umfragen und Medien	252
9.1	Statistiken I (Inflation) gegen PP (Preiserwartung)	258
9.2	Statistiken I (Inflation) gegen EP (Preiswahrnehmung)	258
9.3	Statistiken I (Inflation) gegen TV	258
9.4	Statistiken I (Inflation) gegen WO	258
9.5	Statistiken TV gegen PP (Preiswahrnehmung)	259
9.6	Statistiken WO gegen EP (Preiserwartungen)	259
9.7	Statistiken TV gegen EP (Preiserwartungen)	259
9.8	Statistiken WO gegen EP (Preiserwartungen)	259
9.9	Statistiken I (Inflation) gegen Preiswahrnehmung vor Euro	262
9.10	Statistiken I (Inflation) gegen Preiserwartung vor Euro	262
9.11	LS-Schätzung auf Strukturbrüche in PP	264
9.12	VAR-Schätzungen für I (Inflation), PP (Preiswahrnehmung), TV und WO	268
9.13	VAR-Schätzungen für I (Inflation), EP (Preiserwartung), TV und WO	268
9.14	Statistiken für PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosigkeit), EU (erwartete Arbeits- losigkeit), TV und WO	274
9.15	Kreuzkorrelationen zwischen PIIP, PU, EU, TV und WO	274
9.16	Grangerkausalitätstests zwischen PIIP, PU, EU, TV und WO	274
9.17	VAR-Schätzungen für PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosigkeit), EU (erwartete Arbeitslosigkeit) und TV	277
9.18	Quadrierte Abweichungen zwischen simulierten und tatsächlichen EU	278
9.19	Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem EU	280
9.20	Geschätzte rationale und nicht-rationale Komponenten der Erwartungsbildung	285
9.21	Korrigierte geschätzte rationale und nicht-rationale Komponenten der Erwartungsbildung	285
9.22	VEC-Schätzungen für AL, MIP, LN, TV und WO	286
9.23	Statistiken für PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosigkeit), PES, EES (vergangene und erwartete Wirtschaftslage), TV und WO	288
9.24	Kreuzkorrelationen zwischen PIIP, PU, PES, EES, TV und WO	291
9.25	Grangerkausalitäts-Tests zwischen PIIP, PU, PES, EES, TV und WO	292

9.26	VAR-Schätzungen für PIIP, PU, EES, PES, TV und WO	295
9.27	Statistiken der quadrierten Abweichungen für PES	298
9.28	Statistiken der quadrierten Abweichungen für EES	298
9.29	Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem PES	302
9.30	Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem EES	302
9.31	Statistiken für EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV	304
9.32	Kreuzkorrelationen zwischen EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV	308
9.33	Granger-Kausalitäts-Tests zwischen EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV	309
9.34	VAR-Schätzungen für EH45, U, PU, CCI und TV	315
9.35	VAR-Schätzungen für EH87, YQR, PU, CCI und TV	319
9.36	Statistiken der quadrierten Abweichungen	322
9.37	Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichen EH45	324
9.38	Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichen EH87	324

Abbildungsverzeichnis

2.1	Wahrnehmungsschwellen-Modell der Medienwirkung	13
2.2	<i>Acceleration</i> -Modell der Medienwirkung	13
2.3	<i>Inertia</i> -Modell der Medienwirkung	13
2.4	Logistisches Modell der Medienwirkung	13
3.1	Vergleich von χ^2 - und F -Verteilung	52
6.1	S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen TVS	76
6.2	S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen TVR	76
6.3	S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen WOS	76
6.4	S01 (Skalometer Biedenkopf) gegen WOR	76
6.5	S05 (Skalometer Fischer) gegen TVS	80
6.6	S05 (Skalometer Fischer) gegen TVR	80
6.7	S05 (Skalometer Fischer) gegen WOS	80
6.8	S05 (Skalometer Fischer) gegen WOR	80
6.9	Impulse-Response-Funktionen für S05, TVS2 und WOS2	84
6.10	S08 (Skalometer Gysi) gegen TVS	86
6.11	S08 (Skalometer Gysi) gegen TVR	86
6.12	S08 (Skalometer Gysi) gegen WOS	86
6.13	S08 (Skalometer Gysi) gegen WOR	86
6.14	S11 (Skalometer Kohl) gegen TVS	89
6.15	S11 (Skalometer Kohl) gegen TVR	89
6.16	S11 (Skalometer Kohl) gegen WOS	89
6.17	S11 (Skalometer Kohl) gegen WOR	89
6.18	Impulse-Response-Funktionen für S11, TVS und WOS	93
6.19	Impulse-Response-Funktionen für S11, TVS und WOS	96
6.20	S13 (Skalometer Lafontaine) gegen TVS	98
6.21	S13 (Skalometer Lafontaine) gegen TVR	98
6.22	S13 (Skalometer Lafontaine) gegen WOS	98

6.23 S13 (Skalometer Lafontaine) gegen WOR	98
6.24 Impulse-Response-Funktionen für S13, TVR und WOR	101
6.25 S14 (Skalometer Merkel) gegen TVS	104
6.26 S14 (Skalometer Merkel) gegen TVR	104
6.27 S14 (Skalometer Merkel) gegen WOS	104
6.28 S14 (Skalometer Merkel) gegen WOR	104
6.29 S15 (Skalometer Merz) gegen TVS	108
6.30 S15 (Skalometer Merz) gegen TVR	108
6.31 S15 (Skalometer Merz) gegen WOS	108
6.32 S15 (Skalometer Merz) gegen WOR	108
6.33 S21 (Skalometer Rühe) gegen TVS	112
6.34 S21 (Skalometer Rühe) gegen TVR	112
6.35 S21 (Skalometer Rühe) gegen WOS	112
6.36 S21 (Skalometer Rühe) gegen WOR	112
6.37 S22 (Skalometer Scharping) gegen TVS	115
6.38 S22 (Skalometer Scharping) gegen TVR	115
6.39 S22 (Skalometer Scharping) gegen WOS	115
6.40 S22 (Skalometer Scharping) gegen WOR	115
6.41 S23 (Skalometer Schäuble) gegen TVS	118
6.42 S23 (Skalometer Schäuble) gegen TVR	118
6.43 S23 (Skalometer Schäuble) gegen WOS	118
6.44 S23 (Skalometer Schäuble) gegen WOR	118
6.45 Impulse-Response-Funktionen für S23, TVS2 und WOS2	121
6.46 S25 (Skalometer Schröder) gegen TVS	124
6.47 S25 (Skalometer Schröder) gegen TVR	124
6.48 S25 (Skalometer Schröder) gegen WOS	124
6.49 S25 (Skalometer Schröder) gegen WOR	124
6.50 Impulse-Response-Funktionen für S25, TVS2 und WOS2	129
6.51 S26 (Skalometer Stoiber) gegen TVS	131
6.52 S26 (Skalometer Stoiber) gegen TVR	131
6.53 S26 (Skalometer Stoiber) gegen WOS	131
6.54 S26 (Skalometer Stoiber) gegen WOR	131
6.55 Impulse-Response-Funktionen für S26, TVS und WOS	134
6.56 W10 (Wichtigkeit Fischer, monatlich) gegen TVV	140
6.57 W10q (Wichtigkeit Fischer) gegen TVV	140
6.58 W10 (Wichtigkeit Fischer, monatlich) gegen WOV	140
6.59 W10q (Wichtigkeit Fischer) gegen WOV	140

6.60	Impulse-Response-Funktionen für W10Q, TVV und WOV	143
6.61	W13 (Wichtigkeit Gerhardt, monatlich) gegen TVV	145
6.62	W13q (Wichtigkeit Gerhardt) gegen TVV	145
6.63	W13 (Wichtigkeit Gerhardt, monatlich) gegen WOV	145
6.64	W13q (Wichtigkeit Gerhardt) gegen WOV	145
6.65	W14 (Wichtigkeit Gysi, monatlich) gegen TVV	148
6.66	W14q (Wichtigkeit Gysi) gegen TVV	148
6.67	W14 (Wichtigkeit Gysi, monatlich) gegen WOV	148
6.68	W14q (Wichtigkeit Gysi) gegen WOV	148
6.69	Impulse-Response-Funktionen für W14Q, TVV und WOV	150
6.70	W21 (Wichtigkeit Kohl, monatlich) gegen TVV	152
6.71	W21q (Wichtigkeit Kohl) gegen TVV	152
6.72	W21 (Wichtigkeit Kohl, monatlich) gegen WOV	152
6.73	W21q (Wichtigkeit Kohl) gegen WOV	152
6.74	W23 (Wichtigkeit Lafontaine, monatlich) gegen TVV	155
6.75	W23q (Wichtigkeit Lafontaine) gegen TVV	155
6.76	W23 (Wichtigkeit Lafontaine, monatlich) gegen WOV	155
6.77	W23q (Wichtigkeit Lafontaine) gegen WOV	155
6.78	W27 (Wichtigkeit Merkel, monatlich) gegen TVV	158
6.79	W27q (Wichtigkeit Merkel) gegen TVV	158
6.80	W27 (Wichtigkeit Merkel, monatlich) gegen WOV	158
6.81	W27q (Wichtigkeit Merkel) gegen WOV	158
6.82	W43 (Wichtigkeit Schäuble, monatlich) gegen TVV	161
6.83	W43q (Wichtigkeit Schäuble) gegen TVV	161
6.84	W43 (Wichtigkeit Schäuble, monatlich) gegen WOV	161
6.85	W43q (Wichtigkeit Schäuble) gegen WOV	161
6.86	Impulse-Response-Funktionen für W43Q, TVV und WOV	163
6.87	W49 (Wichtigkeit Schröder, monatlich) gegen TVV	165
6.88	W49q (Wichtigkeit Schröder) gegen TVV	165
6.89	W49 (Wichtigkeit Schröder, monatlich) gegen WOV	165
6.90	W49q (Wichtigkeit Schröder) gegen WOV	165
6.91	Impulse-Response-Funktionen für W49Q, TVV und WOV	167
7.1	P1 (SPD) gegen TV1	175
7.2	P1 (SPD) gegen WO1	175
7.3	Impulse-Response-Funktionen für P1, TV1 und WO1	176
7.4	Simulation von P1	177
7.5	P2 (CDU) gegen TV2	182

7.6	P2 (CDU) gegen WO2	182
7.7	Impulse-Response-Funktionen für P2, TV2 und WO2	183
7.8	Simulation von P2	184
7.9	P3 (CSU) gegen TV3	188
7.10	P3 (CSU) gegen WO3	188
7.11	Impulse-Response-Funktionen für P3, TV3 und WO3	189
7.12	Simulation von P3	190
7.13	P4 (FDP) gegen TV4	194
7.14	P4 (FDP) gegen WO4	194
7.15	Impulse-Response-Funktionen für P4, TV4 und WO4	195
7.16	Simulation von P4	196
7.17	P5 (Bündnis 90/Die Grünen) gegen TV5	203
7.18	P5 (Bündnis 90/Die Grünen) gegen WO5	203
7.19	Impulse-Response-Funktionen für P5, TV5 und WO5 aus VAR	204
7.20	Impulse-Response-Funktionen für P5, TV5 und WO5 aus VEC	206
7.21	Simulation von P5 aus VAR-Modell	207
7.22	Simulation von P5 aus VEC-Modell	207
7.23	P6 (PDS) gegen TV6	211
7.24	P6 (PDS) gegen WO6	211
7.25	Impulse-Response-Funktionen für P6, TV6 und WO6	212
7.26	Simulation von P6	213
7.27	Simulationen der Einzelmodelle	218
7.28	Simulation eines integrierten Modells	219
8.1	MIP53 (Arbeitslosigkeit) gegen TV	230
8.2	MIP53 (Arbeitslosigkeit) gegen WO	230
8.3	MIP51 (Steuern) gegen TV	230
8.4	MIP51 (Steuern) gegen WO	230
8.5	MIP52 (Wirtschaftslage) gegen TV	231
8.6	MIP52 (Wirtschaftslage) gegen WO	231
8.7	MIP55 (Verschuldung) gegen TV	231
8.8	MIP55 (Verschuldung) gegen WO	231
8.9	MIP57 (Einkommensteuer) gegen TV	232
8.10	MIP57 (Einkommensteuer) gegen WO	232
8.11	MIP50 (Streik/Löhne) gegen TV	232
8.12	MIP50 (Streik/Löhne) gegen WO	232
8.13	MIP56 (Ladenschluss) gegen TV	233
8.14	MIP56 (Ladenschluss) gegen WO	233

8.15 MIP43 (Umweltschutz) gegen TV	237
8.16 MIP43 (Umweltschutz) gegen WO	237
8.17 MIP47 (BSE) gegen TV	237
8.18 MIP47 (BSE) gegen WO	237
8.19 MIP45 (Verkehr) gegen TV	238
8.20 MIP45 (Verkehr) gegen WO	238
8.21 MIP44 (Kernenergie) gegen TV	238
8.22 MIP44 (Kernenergie) gegen WO	238
8.23 MIP48 (MKS) gegen TV	239
8.24 MIP48 (MKS) gegen WO	239
8.25 MIP42 (Landwirtschaft) gegen TV	239
8.26 MIP42 (Landwirtschaft) gegen WO	239
8.27 MIP31 (Rente) gegen TV	240
8.28 MIP31 (Rente) gegen WO	240
8.29 MIP36 (Gesundheitswesen) gegen TV	240
8.30 MIP36 (Gesundheitswesen) gegen WO	240
8.31 MIP32 (Sozialleistungen) gegen TV	241
8.32 MIP32 (Sozialleistungen) gegen WO	241
8.33 MIP18 (Bildung) gegen TV	241
8.34 MIP18 (Bildung) gegen WO	241
8.35 MIP20 (Ausländer) gegen TV	244
8.36 MIP20 (Ausländer) gegen WO	244
8.37 MIP19 (Asyl) gegen TV	244
8.38 MIP19 (Asyl) gegen WO	244
8.39 MIP21 (Rechtsextreme) gegen TV	245
8.40 MIP21 (Rechtsextreme) gegen WO	245
8.41 MIP17 (Ruhe und Ordnung) gegen TV	245
8.42 MIP17 (Ruhe und Ordnung) gegen WO	245
8.43 MIP12 (DDR) gegen TV	246
8.44 MIP12 (DDR) gegen WO	246
8.45 MIP7 (EU/Euro) gegen TV	249
8.46 MIP7 (EU/Euro) gegen WO	249
8.47 MIP1 (Frieden) gegen TV	249
8.48 MIP10 (Terror) gegen TV	250
8.49 MIP10 (Terror) gegen WO	250
8.50 MIP11 (BW-Einsatz) gegen TV	250
8.51 MIP11 (BW-Einsatz) gegen WO	250

9.1	I (Inflation) gegen PP (Preiswahrnehmung), EP (Preiserwartung), TV und WO	257
9.2	I (Inflation) gegen PP (Preiswahrnehmung)	263
9.3	Impulse-Response-Funktionen für PP (Preiswahrnehmung), TV und WO	267
9.4	Impulse-Response-Funktionen für EP (Preiserwartung), TV und WO	269
9.5	Simulation von PP (Preiswahrnehmung)	270
9.6	Simulation von EP (Preiserwartung)	270
9.7	EU (erwartete Arbeitslosigkeit) gegen PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosigkeit), TV und WO	273
9.8	Impulse-Response-Funktionen von PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosigkeit), EU (erwartete Arbeitslosigkeit) und TV	277
9.9	Simulation von EU mit endogenem TV (EUS) und exogenem TV (EUSTV)	278
9.10	Statische bzw. dynamische Prognose von EU ohne TV (EUFS) und mit TV (EUSTV) . .	279
9.11	Arbeitslosigkeit: MIP, LN, TV und WO gegen AL	284
9.12	PES (vergangene Wirtschaftslage) gegen PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosig- keit), TV und WO	289
9.13	EES (erwartete Wirtschaftslage) gegen PIIP (Industrieproduktion), PU (Arbeitslosigkeit), TV und WO	290
9.14	Impulse-Response-Funktionen für PIIP, PU und EES	296
9.15	Impulse-Response-Funktionen für PES, TV und WO	297
9.16	Simulation von PES	298
9.17	Simulation von EES	298
9.18	Statische bzw. dynamische Prognose von PES mit und ohne Medien	302
9.19	Statische bzw. dynamische Prognose von EES mit und ohne Medien	302
9.20	EH45 (Einzelhandelsumsätze ohne Kfz) gegen -U (Arbeitslosigkeit), CCI (Konsumenten- vertrauen) und TV	305
9.21	EH87 (Einzelhandelsumsätze mit Kfz) gegen -U (Arbeitslosigkeit), CCI (Konsumentenver- trauen) und TV	306
9.22	CCI (Konsumentenvertrauen) gegen -PU (Arbeitslosigkeit), YQR (Einkommen) gegen U (Arbeitslosigkeit), EH45 (Einzelhandelsumsätze ohne Kfz) gegen YQR (Einkommen) . . .	307
9.23	Impulse-Response-Funktionen von EH45 auf Schocks in U, PU, CCI und TV	315
9.24	Impulse-Response-Funktionen von EH45 und U	316
9.25	Impulse-Response-Funktionen von PU, CCI und TV	317
9.26	Impulse-Response von EH87 auf Schocks in U, PU, CCI und TV	319
9.27	Impulse-Response-Funktionen von EH87 und YQR	320
9.28	Impulse-Response-Funktionen von PU, CCI und TV	321
9.29	Simulation von EH45 mit CCI und TV (EH45S01), mit CCI und ohne TV (EH45S01A) und ohne CCI und TV (EH45S01B)	322

9.30 Simulation von EH87 mit CCI und TV (EH87S01), mit CCI und ohne TV (EH87S01A)	
und ohne CCI und TV (EH87S01B)	322
9.31 Statische und dynamische Prognosen von EH45	325
9.32 Statische und dynamische Prognosen von EH87	325

Kapitel 1

Einführung

1.1 Problemstellung

Die Voraussetzung jedes intentionalen Handelns ist Information. Grundlage jeder sinnvollen Entscheidung ist das Wissen um die relevanten Parameter, welche die Entscheidungssituation ausmachen. In hochkomplexen Gesellschaften wird die Menge relevanter Parameter potentiell sehr groß. Als Konsequenz ergeben sich gewaltige Informationsströme, die von den Akteuren verarbeitet werden müssen. Dabei steht dem von Umfang und Frequenz ständig wachsendem Angebot an Informationen eine begrenzte Verarbeitungskapazität auf Seiten der Nachfrager gegenüber. Diese sind gezwungen, effiziente Selektions- und Verarbeitungsmechanismen zu entwickeln, um trotz dieser begrenzten Kapazitäten Entscheidungs- und Handlungsfähigkeit zu bewahren.

Als abstrakt-theoretisches Denkmodell entsprechen moderne Massenmedien diesem Bedürfnis effizienter Informationsverarbeitung. Journalisten sammeln, filtern und bewerten in ihrer Funktion als Experten die vorliegenden Daten und bereiten sie zu Nachrichten auf. Das Publikum konsumiert die komprimierten Nachrichten gemäß seiner Bedürfnisse, erhält somit die notwendigen Entscheidungsgrundlagen. Die zur Informationsverarbeitung nötige Zeit wird mit diesem Mechanismus stark verkürzt. Die gesamtgesellschaftlichen Kosten werden durch Größen- und Verbundvorteile gesenkt. Die Gesellschaft ertrinkt nicht in einer Informationsflut, sondern bleibt handlungsfähig.

Durch fehlerhafte Entscheidungen entstehen den Akteuren Kosten. Die Akteure werden danach trachten, ihre Kosten zu minimieren. Also entsteht der Anreiz, sowohl richtige Informationen als auch Bewertungen zu konsumieren. Auf dem Markt für Informationen treten die Medien in einer Konkurrenzsituation als Anbieter von Nachrichten auf. Weicht ein Anbieter von Nachrichten mit seinen Informationen systematisch von der „wahren“ Lage ab, wird er von den Konsumenten mit fallender Nachfrage bestraft. Also existieren für die Anbieter Anreize, richtige Informationen und Bewertungen zu produzieren. Nachrichten sollten also im Mittel ein unverzerrtes, getreues Bild der Realität wiedergeben.

Diesem idealtypisch-marktoptimistischen Denkmodell müssen beim Vergleich mit der Wirklichkeit einige ernsthafte Fragezeichen angehängt werden. In der Realität ist kaum ein derart traumhaft effizienter Informationsmarkt auszumachen. Es existiert eine Vielzahl von Meinungsmedien; die Berichterstattung stürzt sich chronisch auf kurzfristige Trends oder, in der Sprechweise der Ökonomen ausgedrückt, auf fundamental nicht zu begründende Übertreibungen; *human interest*-Themen, deren Wissen dem typischen Medienkonsumenten kaum (monetär zu quantifizierenden) Nutzen bringt, besetzen einen Großteil der Titelseiten und der „Verarbeitungskapazitäten“; für den Fortbestand der Gesellschaft existentielle Themen tauchen schlagartig auf der Agenda auf und verschwinden ebenso schnell wieder, um ein Schattendasein auf hinteren Seiten von Fachmagazinen zu fristen; oder es ergibt sich in Umfragen das Bild, dass Wähler von den politischen Schlüsselkonzepten ihrer präferierten Parteien im besten Fall vage Vorstellungen besitzen.

Das oben skizzierte Modell entwirft ein Bild weitgehend – in einem näher zu definierendem Sinne – rational agierender Subjekte. Die gegenüber gestellten Befunde müssen nicht automatisch zu einer prompten Verwerfung der Hypothese rationaler Agenten führen. Sind beispielsweise die Kosten von feh-

lerhafter Information vernachlässigbar, existieren auch keine Anreize für einer Beschaffung exakter Informationen. Entsteht dem Nachrichtenkonsumenten ein sozialer Nutzen aus dem Konsum von *human interest*-Nachrichten, so ist die Verdrängung von Expertenmeinungen etwa zur Inflationsentwicklung auf hintere Seiten erklärbar. Erzeugt die Nutzenfunktion eines Subjektes eine Präferenz für bestimmte weltanschauliche Meinungen, so ist der Konsum von Tendenzmedien rational.

Rationalität im ökonomischen Sinne impliziert zwei Konzepte. Zunächst liegt dem Ansatz eine Annahme über die Welt zugrunde. Danach ergibt sich ein Zustand Y der Welt als Funktion von anderen Zuständen X und einer zufälligen Komponente ϵ . Desweiteren ist rationalen Agenten die gesamte Funktion $Y(X, \epsilon)$ bekannt. Insbesondere kennen sie sämtliche Parameter der Verteilungsfunktion von ϵ und somit sämtliche Momente von Y (sofern sie existieren). Alle anderen Annahmen würden implizieren, dass die Agenten systematische Prognosefehler begehen würden. Implizieren Prognosefehler Kosten, wird ein nutzenmaximierender Agent danach trachten, rationale Erwartungen zu halten.

Die Argumentation kann an mehreren Stellen zusammenbrechen. Zunächst müssen die Agenten keine Nutzenmaximierer sein. Zweitens, und der Einwand wiegt schwerer als der erste, müssen Prognosefehler nicht zwingend zu Kosten führen, die höher sind als die Kosten für die Formulierung rationaler Erwartungen, die sich aus den Kosten für die Informationsbeschaffung und -verarbeitung ergeben. Und drittens entsteht ein Problem, wenn die Realisation der Welt nicht mehr nur von den exogenen Zuständen der Welt und dem Zufall, sondern den Einstellungen und Annahmen der Agenten bezüglich dieser Zustände abhängig ist, also etwa $Y = Y(X, X^*, Y^*, \epsilon)$, wobei X^* und Y^* (nichtrationale) Einstellungen und Annahmen der Agenten an X und Y sind. In diesem Augenblick bricht dann auch die bisher beibehaltene Trennung zwischen Welt und Subjekt, welches dem Verlauf der Welt nur möglichst nutzenmaximierend folgen soll, zusammen. Zukünftige Realisationen sind nun nicht mehr allein von den Realisationen der Vergangenheit, sondern auch von dem Glauben der Akteure über diese Realisationen abhängig. Die Ökonomie verliert ihr naturwissenschaftliches Erscheinungsbild, Soziologie und Psychologie erhalten Einzug. Viele Phänomene des Wirtschaftslebens, insbesondere die immer wieder auftretenden Blasen und Krisen an den Finanzmärkten, erhalten mit diesem Ansatz neue Erklärungsmuster.

Der Nutzen durch eine derart psychologisierte Ökonomie besitzt natürlich auch seinen Preis. Aus der Annahme rationaler Erwartungen ließen sich traditionell immer theoretisch begründbare deduktive Modellannahmen konstruieren. Psychologische Ökonomie setzt an diese Stelle weitgehende Beliebigkeit, da a priori überhaupt nicht klar sein kann, welche Form die Wechselwirkungen zwischen Realwelt und Einstellungen annehmen. Sind Erwartungen, wenn sie nicht rational sind, adaptiv, extrapolativ, statisch oder einfach unvorhersehbar erratisch? Wie stark reagiert die Realwirtschaft auf autonome Stimmungsschwankungen der Subjekte?

Bei der Überprüfung dieser Zusammenhänge entsteht dann das Problem, dass Einstellungen nicht direkt messbar sind, sondern aufwändig und über Umwege etwa durch Befragungen erhoben werden müssen. Doch messen die Fragen nach einer Einstellung X^* bezüglich eines Zustandes X tatsächlich dasselbe Konzept, das bei der Messung der Variablen X angelegt wurde? Besitzen deutsche Konsumenten

tatsächlich eine Erwartung für die Entwicklung der Zinsstrukturkurve US-amerikanischer Anleihen für jeden verbleibenden Handelstag ihrer Lebensspanne oder zumindest für die monatliche Entwicklung der Arbeitslosenquote als Determinante ihres permanenten Einkommens? Oder wird bei der Frage nach der in 12 Monaten zu erwartenden Arbeitslosigkeit in Wirklichkeit nur ein diffuses Gefühl über die Schwierigkeiten am Arbeitsmarkt abgefragt? Das Auseinanderklaffen der gefühlten und der tatsächlichen Inflation im Zuge der Euro-Einführung beispielsweise lässt vermuten, dass die Befragten nicht einfach nur „falsche“ Vorstellungen hatten, sondern ihre Inflationsaussagen möglicherweise auf ganz andere Art gewonnen hatten als die statistischen Ämter.¹

Diese Überlegungen lassen sich von der Wirtschaft analog auf die Politik übertragen. Auch hier ließen sich in der Vergangenheit immer wieder fundamental nicht zu rechtfertigende Entwicklungen der Einstellungen der Wähler beobachten (etwa Ausbrüche von Fremdenfeindlichkeit, ein Überschwang an Hoffnung in den ersten Monaten nach einem Regierungswechsel und ein kaum reversibles Absinken der Beliebtheit von Präsidenten und Kanzlern mit der Zeit).

Die gleichzeitige Endogenisierung von Realwelt und Erwartungen ist trotz der Schwierigkeiten sowohl für Forscher der Wirtschaftswissenschaft als auch der Politikwissenschaft interessant. Wenn die Realisation der Welt abhängig von Verhalten ist, und Verhalten nicht ausschließlich von realisierten Zuständen determiniert wird, sondern von Glauben und Meinungen, dann entsteht eine möglicherweise hochkomplexe soziale Dynamik. Die statische Trennung von Realwelt und Einzelsubjekt verschwimmt. An die Stelle von Ursache und Wirkung tritt Interaktion.

Die Aufgabe dieser Arbeit ist es, die Interaktion zwischen politischem und wirtschaftlichem Subjekt, den Medien als Transmittent von Information und der Realwelt empirisch zu untersuchen. Aus dieser Interaktion sollen Aussagen über die eigenständige Rolle der Medien in diesem Prozess abgeleitet werden. Die zentrale Hypothese dieser Arbeit ist, dass Medien eine autonome kausale Rolle im Erwartungsbildungsprozess der Subjekte besitzen, und dass das Wissen um diesen Zusammenhang es erlaubt, Prognosen über zukünftige Einstellungen und Handlungen der Subjekte zu gewinnen oder zu verbessern.

Aus der erwähnten theoretischen Unbestimmtheit der Informationsverarbeitungsmechanismen ergab sich der empirische Ansatz der Arbeit. Bei der Wahl des empirischen Designs muss stets entschieden werden, ob mit Querschnitts-, Längsschnitts- oder einer Kombination aus beidem, Paneldaten, gearbeitet werden soll. Querschnittsdaten besitzen den Nachteil, stets nur eine Momentaufnahme darzustellen. Da hier dynamische Effekte untersucht werden sollten, war die Berücksichtigung der zeitlichen Komponente geboten. Da die Qualität der verfügbaren Daten nicht das Niveau von Panels erreichte, blieb nur die Untersuchung zahlreicher Sätze von Längsschnittdaten übrig, welche zu Zeitreihen aggregiert wurden. Zur Aufdeckung komplexer Zusammenhänge zwischen mehreren Zeitreihen eignen sich die Werkzeuge, die die Ökonometrie bereitstellt. Zudem besteht die Hoffnung, bei vorsichtiger und gewissenhafter Anwendung dieser Werkzeuge Indizien für kausale Zusammenhänge zwischen den Variablen finden zu können.

¹Vgl. dazu auch den Aufsatz von Traut-Mattausch u. a. (2003)

1.2 Aufbau der Arbeit

Die Arbeit gliedert sich in zwei Teile. Im ersten Teil werden die theoretischen und methodischen Vorbereitungen für die empirische Untersuchung des zweiten Teils getroffen. Im Kapitel 2 werden zunächst die wichtigsten theoretischen Konzepte aus der Medien-, Politik- und Wirtschaftswissenschaft vorgestellt. Es erfolgt eine Klärung zentraler Begriffe wie Medienwirkungen, Information, Erwartung, Konsumentenvertrauen und *economic voting*. In Kapitel 3 werden in Abschnitt 3.1 die Probleme der Datenerhebung und -konstruktion sowie in Abschnitt 3.2 die verschiedenen Methoden der Datenanalyse diskutiert. Es erfolgt eine intensive Darstellung und Begründung der verwendeten zeitreihenökonometrischen Verfahren. Dabei wird bereits intensiv auf vorliegende Arbeiten anderer Forscher rekurriert. Eine exemplarische Durchführung der wichtigsten Berechnungen und Tests im Anschluss verdeutlicht das Vorgehen. Die inhaltlichen Aussagen bisheriger Arbeiten werden in Kapitel 4 zusammengefasst. Nach einer kurzen Zusammenfassung und Überleitung in Kapitel 5 beginnen die empirischen Untersuchungen mit einer Analyse der Wechselwirkungen zwischen Medien und Zufriedenheit über Politiker. In Abschnitt 6.1 ist die in Umfragen berichtete Beliebtheit, in Abschnitt 6.2 die berichtete Wichtigkeit einzelner Politiker Untersuchungsgegenstand. Es schließt sich in Kapitel 7 eine analoge Untersuchung der Parteienbeliebtheit an. In Kapitel 8 wird der Fokus dann auf politische Probleme gerichtet, welche die Befragten als die wichtigsten angeben. In Kapitel 9 schließlich werden anhand der Aggregate Inflation, Arbeitslosigkeit, Wirtschaftslage und Einzelhandelsumsätze die Interdependenzen zwischen Medien, Konsumenten und Realwirtschaft analysiert. Eine Zusammenfassung und kritische Diskussion der Ergebnisse sowie einige Ausblicke leistet abschließend Kapitel 10.

Teil I

Theoretischer Teil

Kapitel 2

Theoretische Verortung

2.1 Übersicht

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit den Interdependenzen zwischen Medienberichterstattung, öffentlicher Meinung und Realwelt, letztere definiert einfach als jene Ereignisse und Zustände, die nicht den Sphären einer der beiden erstgenannten Begriffe zuzuordnen sind. Auf die Künstlichkeit dieser Dreiteilung wurde bereits in Kapitel 1 hingewiesen. Darüber hinaus assoziiert die Begrifflichkeit bereits eine gewisse Prädisposition zugunsten einer medien- und kommunikationswissenschaftlichen Herangehensweise. Möchte man statt dessen eher die Nähe zur Politikwissenschaft betonen, können die Begriffe öffentliche Meinung und Medienberichterstattung mühelos durch die Begriffe Wählereinstellungen (oder -verhalten) und Nachrichten ersetzt werden. Entsprechend würden die Begriffe Erwartungen der Konsumenten bzw. Wirtschaftssubjekte und Information eine Nähe zu wirtschaftswissenschaftlichen Fragestellungen suggerieren.

Die Verortung dieser Arbeit setzt also eine hybride Herangehensweise voraus. Die ursprüngliche Motivation dieser Arbeit ergab sich aus der Frage, ob Stimmungen (Meinungen, Erwartungen) von Konsumenten reale Auswirkungen, insbesondere auf Konsumausgaben, haben, wenn ja, welches die Determinanten dieses Konsumklimas sind, und ob die Inhalte der Medien einen autonomen Einfluss auf selbiges ausüben. Dabei war schnell klar, dass für eine theoretische Fundierung die existierende Forschung zum Thema Konsumklima und Konsumausgaben nur ein, wenn auch wichtiges Fundament sein könnte. Die entsprechenden Theorien werden in Abschnitt 2.3 vorgestellt. Es wird neben dem empirischen Gehalt des Konsumklimas dort auch zu klären sein, welches die informationstheoretischen Begründungen dafür sein können. Ist der Begriff Information begründet und wird die Hypothese von vollständiger Information und daraufhin das Konzept rationaler Erwartungen fallen gelassen, ist das Feld eröffnet für alternative Modelle der Erwartungsbildung. Konsum von Medieninhalten kann dann als Abkürzung sowohl für die Informationsbeschaffung als auch für die Informationsverarbeitung vermutet werden. Untersuchungen vor diesem Hintergrund finden sich in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur kaum.

An dieser Stelle müssen die theoretischen Ansätze anderer Disziplinen fruchtbar gemacht werden: Die der kommunikationswissenschaftlichen einerseits und die der politikwissenschaftlichen andererseits. Die erstgenannte beschäftigt sich originär mit Medienwirkungen. Die zweitgenannte gelangt zu diesem Punkt von einem anderen Ausgangspunkt: Auch hier gerieten die Überlegungen an den Punkt, wo Information und Erwartung explizit analysiert werden mussten.

Während die Existenz mentaler Zustände (die „pictures in our head“, wie Walter Lippman es formulierte, vgl. McCombs und Shaw, 1972) als Repräsentation der Welt und Präkondition für Verhalten in den Wirtschaftswissenschaften eher unangenehme Begleiterscheinung ist und man sich am liebsten mit der Gleichheit oder zumindest einer im stochastischen Sinne erwarteten Gleichheit von Bild und Welt aus der Affäre ziehen würde, stellt für die Kommunikationswissenschaft die mögliche Ungleichheit zwischen Bild und Welt keine Schwierigkeit dar. Im Gegenteil, es wird hier eher auf die Konstruktion und die Konstruiertheit des Bildes abgehoben. Es ist damit per Ansatz bereits von Faktoren außerhalb der

Realwelt zumindest mitbestimmt.¹ Es existiert ein reiches Feld an theoretischen und empirischen Arbeiten über das Verhältnis von Medien zu den Rezipienten von Medien. Auf dieses wird in Abschnitt 2.2 eingegangen. Dass der Untersuchungsgegenstand dieser Tradition über die ursprüngliche Fragestellung – Konsumentenverhalten – hinausgeht, versteht sich von selbst. In den Arbeiten dieser Forschungstradition ist die Analyse von wirtschaftlichen Einstellungen zwar prominent, aber bei weitem nicht ausschließlich vertreten. Vielmehr überwiegt die Analyse politischer Fragestellungen.

Eine Synthese der wirtschaftswissenschaftlichen und medienwissenschaftlichen Disziplinen würde also die bestehenden Untersuchungslücken zwischen Information, Einstellung und Verhalten schließen. Dennoch wurde die theoretische Fundierung dieser Arbeit um eine weitere Disziplin, die politikwissenschaftliche, ergänzt. Dies geschah aus zwei Gründen. Erstens gab es in der letztgenannten Disziplin einige Ansätze dieser Synthese. Unter dem Begriff des *economic voting* wurde die Idee formuliert, dass ökonomische Zustände über den Kanal Wahrnehmung bzw. Einstellung bezüglich dieser Zustände die Zustimmung zu politischen Akteuren und Wahlverhalten bedingen. Der Gedanke, dass Wahrnehmung – das Bild – neben der Realwelt von weiteren meinungsbildenden Akteuren (Parteien, Medien) konstituiert wird, ist dieser Wissenschaft ebenfalls immanent. Daher sind die für diese Arbeit relevanten Variablen in vielen politikwissenschaftlichen Analysen ebenfalls vorhanden. Der zweite Grund ist ein methodischer. So haben nach Beobachtung des Autors dieser Arbeit die fortgeschrittenen zeitreihenökonometrischen Methoden in die Politikwissenschaft früher und verstandener Einzug gehalten als in die Analysen der Medienwissenschaft, welche erst in neuerer Zeit aufgeschlossen zu haben scheinen. So kann erstere Disziplin einen reichhaltigen komparativen Beitrag zu den Ergebnissen dieser Arbeit liefern. Insgesamt scheint die scharfe Trennung zwischen den beiden Disziplinen zu verschwimmen. Die Zuordnung einiger Arbeiten zu den Gebieten war also teilweise *ad hoc* und folgte keiner tieferen Systematik. Da der Schwerpunkt dieser Arbeit im empirischen Teil zu sehen ist, konzentriert sich die Darstellung auf die wichtigsten und prägnantesten Aussagen der jeweiligen Theorien.

2.2 Medienwirkungsforschung

2.2.1 Paradigmen der Medienwirkungsforschung

In der Medienwirkungsforschung haben sich im letzten Jahrhundert mehrere Paradigmen entwickelt und abgelöst. Überblicke verschaffen z.B. Rössler (1997), Jäckel (1999) oder Charlton (1997). Schematisch vereinfachend können folgende Paradigmen skizziert werden:

- Das Paradigma starker oder sensationeller Medienwirkungen. Motiviert durch die Wirkung der Propaganda in den Weltkriegen (vgl. Dams, 2003, S. 12) und verstärkt durch die Panik, die nach der Ausstrahlung des Hörspiels „War of the World“ in den USA am 30. Oktober 1938 ausbrach (Jäckel, 1999, S. 87), entsprach dieses Paradigma am ehesten noch dem einfachen Stimulus-Response-Modell direkter Medieneinflüsse oder -manipulation. Dams (2003) weist allerdings darauf hin, dass es

¹Bei dieser Verortung sei noch einmal auf die Künstlichkeit der Trennung Realwelt – Medien u.ä. hingewiesen.

aus heutiger, kritischer Sicht sehr fraglich [ist], ob es die Vermutung der „allmächtigen Medien“ überhaupt jemals als allseits anerkanntes Forschungsparadigma gegeben hat... Wenn man ... wissenschaftlich-relevante Studien dieser Zeit sichtet ... zeigt sich, dass nicht von einfachen, direkten und monokausalen Wirkungen der Medien auf die Rezipienten ausgegangen wurde, sondern dass die Abhängigkeit der Effekte von vielen anderen Faktoren, sowohl auf der Medien- als auch auf der Rezipientenseite, immer schon angenommen und in die Untersuchungsmodelle einbezogen wurden. (Dams, 2003, S. 12f)

- Das Paradigma der schwachen Medienwirkungen. Dieses v.a. mit dem Namen Paul Lazarsfeld verknüpfte Paradigma kontrastiert das Paradigma starker Wirkungen mit dem Befund, dass ein großer Teil der Wahlabsichten von soziodemografischen Merkmalen gut erklärt werden. Medienwirkungen nehmen eine vergleichsweise geringere, aber keinesfalls verschwindende Rolle ein, wie teilweise unterstellt wurde (vgl. Dams, 2003, S. 14). Durch die Vermittlung von Meinungsführern werden Medieninhalte erst mittels sozialer Interaktion zu einem größeren Publikum transportiert. Dies wird als *two-step-flow of communication* bezeichnet (vgl. Jäckel, 1999, S. 99ff). In dieses Paradigma können aber auch weitere Ansätze subsumiert werden, die stärker auf Prädispositionen der Rezipienten abheben und ihnen aktive oder passive Selektionsmechanismen zusprechen.
- Das Paradigma der Themenstrukturierungsfunktion der Medien. Die Agenda-Setting- oder Themenstrukturierungsfunktion der Medien geht davon aus, dass Medien zwar nicht direkt die Meinungen über Themen bestimmen, aber bestimmen, welche Themen auf der Tagesordnung stehen. Oder in den Worten von Bernhard Cohen:

[The press] may not be successful much of the time in telling people what to think, but it is stunningly successful in telling its readers what to think *about*. (Zitiert nach McCombs und Shaw, 1972)

Der Ursprung der Agenda-Setting-Theorie wird in der Chapel-Hill-Studie 1968 gesehen (Ergebnisse berichten McCombs und Shaw, 1972). Als geistiger Urvater wird häufig Walter Lippmanns Werk *Public Opinion* zitiert, der im Kapitel „The world outside and the pictures in our heads“ argumentiert:

the news media are a primary source of the pictures in our heads about the vast external world of public affairs. (zitiert nach McCombs, 1997)

- Die Rückkehr zu starken Medienwirkungen. Die empirischen Studien, die u.a. unter dem Paradigma der Agenda-Setting-Theorie betrieben wurden, gingen bald über die Ausgangshypothese hinaus. Nicht mehr nur die Rangordnung verschiedener Themen auf der Medien- und Publikumsagenda wurden miteinander verglichen, sondern zunehmend auch inhaltliche Attribute. Begriffe wie *priming* und *framing* bezeichnen Konzepte, die letzten Endes darauf hinauslaufen, dass Rezipienten die Realität innerhalb eines Kontextes bewerten, welchen Medien vorgeben. So beobachtet McCombs,

einer der Väter der bahnbrechenden Chapel-Hill-Studie von 1968, die Rückkehr zu einem Paradigma stärkerer Wirkungen:

Each of these examples advances the hypothesis that framing has consequences for attitudes and, perhaps, even on public behavior. There is a certain irony here in that these consequences of framing and second-level agenda setting bring us back to a consideration of the influence of mass communication on attitudes and opinions. That is where the field started in the 1940s and 1950s, and that is the area that was abandoned after Klapper (1960) and many others told us that there were few significant effects. One result of abandoning research on attitudes and opinions was the appearance of agenda setting. (McCombs, 1997)

In der Praxis ist häufig nicht ganz klar, ob der Begriff Agenda-Setting-Forschung nicht teilweise synonym zum Begriff Medienwirkungsforschung verwendet wurde. Eine Klassifizierung der Arbeiten soll hier nicht weiter verfolgt werden. Eine Übersicht über erschienene empirische Arbeiten, welche sich der Agenda-Setting-Tradition verpflichtet fühlen, geben Rogers u. a. (1993). Eine aktuellere Übersicht findet sich bei McCombs (1997). Der Forschungsstand bei Ansätzen, die rezipienteorientiert sind, findet sich bei Charlton (1997).

2.2.2 Weitere Probleme der Medienwirkungsforschung

Es seien einige weitere testbare Fragen und Hypothesen aus der Agenda-Setting-Forschung genannt, die Relevanz für diese Arbeit besitzen. Relativ schnell wurde die Frage nach einer Typologisierung der Themen gestellt. Für alltäglich erfahrbare Themen (Inflation, Arbeitslosigkeit – *obtrusive issues*) wurden schwächere Medienwirkungen angenommen als für unerfahrbare Themen (Außenpolitik). Darüber hinaus würde die Abstraktheit und die Dramatik eines Themas über die Stärke von Medienwirkungen entscheiden (vgl. Soroka, 1999). Danach unterliegen Rezipienten bei abstrakten Themen keinen Medienwirkungen, bei konkreten Themen sind Medienwirkungen umso stärker, desto dramatischer ihre Darstellung ausfällt. Allerdings formulieren Demers u. a. (1989) eine genaue entgegengesetzte Wirkungshypothese, nach der aufgrund einer kognitiven Grundierung (*cognitive priming*) Medienwirkungen gerade bei erfahrbaren Themen aufträten.

Eng verbunden mit der Frage nach der Thementypologisierung – welche implizit ja die Anerkennung eines relevanten dritten determinierenden Faktors bedeutet – ist die Frage nach dem Einfluss von Realweltvariablen. Schnell wurden bivariate Ansätze als unzureichend kritisiert, um originäre Medienwirkungen aufzudecken. Mittlerweile finden sich auch kaum noch Ansätze, die realweltliche Indikatoren nicht einbeziehen würden. Häufig ergibt sich allerdings das Problem ihrer angemessenen Operationalisierung. Eine kurze Diskussion dazu wird in Abschnitt 3 stattfinden.

Ein weiteres Problem betrifft die angemessene funktionale Spezifizierung der Wirkungshypothese. Der implizit lineare Ansatz der meisten empirischen Arbeiten wurde teilweise in Frage gestellt. Brosius und

Kepplinger (1992) geben drei mögliche alternative funktionale Spezifizierungen für den Zusammenhang zwischen öffentlicher Meinung P und Medieninhalt M an:

- Das *Threshold*-Modell (Modell der Wahrnehmungsschwelle). Unterhalb eines Grenzwertes M_0 treten keine Medienwirkungen auf. Formal: $P = M - M_0$ für $M \geq M_0$, $P = 0$ sonst.
- Das *Acceleration*-Modell. Auf zunehmende Berichterstattung reagieren die Rezipienten zunehmend sensibel. Formal: $P = M^k$, $k > 1$.
- Das *Inertia*-Modell. Auf zunehmende Berichterstattung reagieren die Rezipienten abnehmend sensibel. Formal: $P = M^k$, $0 < k < 1$.

Zhu u. a. (1993) untersuchen einen möglichen logistischen Zusammenhang zwischen öffentlicher Meinung P und Medieninhalt M . Dies kann formal etwa ausgedrückt werden durch

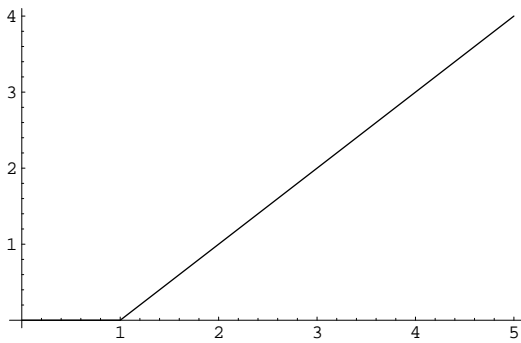
$$P = \frac{e^M}{(1 + e^M)} \quad . \quad (2.1)$$

Ein logistischer Zusammenhang bedeutet auf der einen Seite eine Wahrnehmungsschwelle, unterhalb derer Medienwirkungen praktisch nicht auftreten. Auf der anderen Seite besteht eine Art Sättigungsschwelle, über die hinaus durch vermehrte Berichterstattung kaum noch zusätzliche Effekte erreicht werden. Eine solche Annahme sei nach Neumann (1990) möglicherweise angemessen bei krisenartigen Ereignissen oder Skandalen, während bei Dauerthemen ein linearer Zusammenhang vorliegen könnte.

In dieser Frage klingt wieder das bereits in Kapitel 1 thematisierte Problem der theoretischen Undeterminiertheit funktional-psychologischer Zusammenhänge bei einer Aufgabe der Annahme rationaler Erwartungen an. Da eine Deduktion der funktionalen Form nicht möglich erscheint, zudem noch nicht einmal die zeitliche Invarianz dieser Funktion angenommen werden kann, ist der Forscher damit konfrontiert, eine unüberschaubare Menge möglicher Zusammenhänge überprüfen zu müssen.

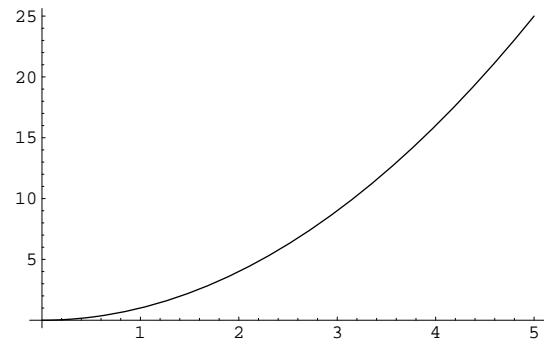
Eine weitere Frage betrifft die zeitliche Dimension eines Wirkungszusammenhangs. Generell ist die Annahme nahe liegend, das mit zunehmendem zeitlichen Abstand zur Berichterstattung die Wirkungsintensität auf die öffentliche Meinung nachlässt. Hier geben theoretische Überlegungen aber kaum Maßstäbe vor. So sind Aussagen zur optimalen Wirkungsspanne i.A. rein empirisch begründet. Rössler (1997) merkt dazu kritisch an:

Solche ohne theoretische Verankerung vorgenommenen Herleitungen, die rein deduktiv auf maximale statistische Kennwerte rekurren, erwecken den Eindruck empirischer Artefakte. Zwangsläufig stellt sich etwa die von der Forschung nicht beantwortbare Frage, was bei Verzugsspannen von sechs Monaten zwischenzeitlich sowohl in der Berichterstattung der Medien als auch ... in den Köpfen der Rezipienten passiert sein mag... Ermittelt die Analyse einen Agenda-Setting-Effekt mit so langer Verzugszeit, kann die Medienberichterstattung kaum mehr ernsthaft als einziger entscheidender Einflußfaktor bezeichnet werden. (Rössler, 1997, S. 140f)



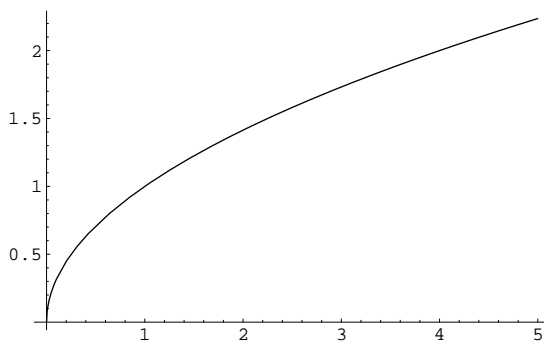
$$P = M - 1, M \geq 1, P = 0 \text{ sonst}$$

Abbildung 2.1: Wahrnehmungsschwellen-Modell der Medienwirkung



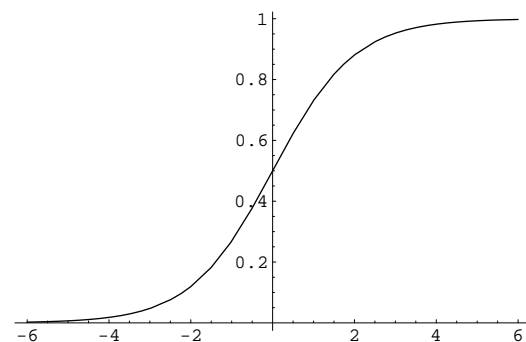
$$P = M^2$$

Abbildung 2.2: Acceleration-Modell der Medienwirkung



$$P = M^{0.5}$$

Abbildung 2.3: Inertia-Modell der Medienwirkung



$$P = e^M / (1 + e^M)$$

Abbildung 2.4: Logistisches Modell der Medienwirkung

Die meisten Studien kommen zu dem Ergebnis, dass als Wirkungsspanne eher wenige Wochen als Monate untersucht werden sollten (vgl. Rössler, 1997, S. 142f). Zhu u. a. (1993) schlagen den Ansatz vor, eine exponentielle Abnahmekurve (*decay curve*) der Form

$$P_t = a \sum_{i=0}^t M_{t-i} e^{-Ki}$$

zu verwenden.

Neben Medien und Realwelt muss auch noch die interpersonale oder soziale Interaktion als determinierender Faktor betrachtet werden. Möglicherweise ist die Vermittlung durch soziale Interaktion auch einer der Gründe dafür, warum das soziale System „öffentliche Meinung“ auch erst mit einer zeitlichen Verzögerung von mehr als einigen Tagen auf Berichterstattung reagiert (vgl. Rössler, 1997, S. 143) Tims u. a. (1989) und Zhu u. a. (1993) schlagen entsprechende Terme in den Modellen vor, bei Zhu u. a. (1993)

etwa

$$P_t = (a_1 M_t + a_2 P_{t-1}(1 - P_{t-1}))P_{t-1} + (b_1 M_t + b_2 P_{t-1}(1 - P_{t-1}))(1 - P_{t-1}) \quad (2.2)$$

Dabei ist P_t der Anteil der öffentlichen Meinung, der eine Meinung vertritt, $(1 - P_t)$ entsprechend der Anteil, der das Gegenteil vertritt oder die Meinung nicht vertritt. Der erste Teil des Ausdrucks, der mit den Koeffizienten a_1 und a_2 verknüpft ist, bezeichnet die Abgänge aus der Gruppe P_t , der zweite Teil entsprechend die Rekrutierung aus der Gruppe $1 - P_t$. Die Terme $P_t(1 - P_t)$ entsprechen dann jeweils den Einflüssen sozialer Interaktion.

In Längsschnittstudien weit gehend unbeachtet blieb die in theoretischen Untersuchungen häufig hervorgehobene Bedeutung von Themenkonkurrenz, welche darauf abhebt, dass Themen um die knappe Aufmerksamkeit der Akteure gegeneinander konkurrieren, mithin die Medien- und Publikumsaufmerksamkeit gegenüber einem Thema nicht nur Funktion der direkt auf das Thema bezogenen Ereignisse, sondern auch aller anderen Ereignisse ist. Es kann zum Beispiel vermutet werden, dass außenpolitischen Problemen größere Aufmerksamkeit zuteil wird in Zeiten stabiler innen- und wirtschaftspolitischer Bedingungen. Eine umfassende Modellierung dieser Wirkungshypothese ist aber aufgrund der fast unendlich großen Zahl intervenierender Variablen kaum darstellbar. Einen Ansatz in diese Richtung findet sich immerhin bei Soroka (2001), bei dem außenpolitische Probleme als Funktion auch der national beobachteten Arbeitslosigkeit modelliert wird. Das Modell ist als Fehlerkorrekturmodell der Form

$$\Delta P_t = \alpha + \beta_1 \Delta M_t - \beta_2 (P_{t-1} - \beta_3 M_{t-1}) + \beta_4 \Delta U_{t-1} \quad (2.3)$$

formuliert (P_t : öffentliche Meinung, M_t : Medienindex, U_T : Arbeitslosenquote).

Die hier skizzierten Probleme lassen sich also in drei Felder kategorisieren. Das erste Feld betrifft die funktionale Spezifizierung. Hier wurden einige Vorschläge entwickelt, welche die lineare Grundannahme aufgeben. Obwohl sicherlich angebracht, lässt die Aufgabe eines linearen Wirkungszusammenhangs die Frage ungeklärt, wie aus der Vielzahl alternativer Spezifikationen die angemessene ausgewählt werden kann. Die zweite Frage betrifft die zeitliche Abfolge der Wirkungszusammenhänge. Hier sind, gegeben eine funktionale Spezifizierung, grundsätzlich empirische Tests anwendbar, wenngleich in der Regel das Problem schnell sinkender Freiheitsgrade auftritt. Dies wird verstärkt im Zusammenspiel mit dem dritten Problemfeld, das der angemessenen Wahl der erklärenden Variablen. Die Anzahl der möglicherweise relevanten Faktoren – die Problematik um Aufmerksamkeit konkurrierender Themen wurde oben erwähnt – kann dabei schnell die für statistische Tests zur Verfügung stehenden Freiheitsgrade überschreiten.

Die genannten Probleme betreffen dabei selbstverständlich nicht nur medienwissenschaftlich motivierte Forschung, sondern sind nahezu allen empirischen Arbeiten immanent. Insbesondere treffen sie analog auch auf die folgenden Abschnitte 2.3 und 2.4 zu.

2.3 Wirtschaftswissenschaft

2.3.1 Information, Erwartung und Rationalität

By expectations is usually meant ‘attitudes, dispositions or psychological states of mind’ that relate to events the outcomes of which are uncertain. Expectations are usually formed about future events which have not been experienced in the past, although expectations may also be formed about present or past events which are unknown to the individual forming expectations. (Pesaran, 1987, S. 14)

Sobald Unsicherheit bezüglich realweltlicher Realisationen auftaucht, sind Erwartungen in dem hier definierten Sinne die direkten Präkonditionen von Verhalten. „Most economists accept that beliefs about the future are an important determinant of behaviour today“ (Begg u. a., 1991, zitiert nach Currie und Hall (1994), S. 863). Mit dieser Prämisse leiden aber die Modelle, welche Verhalten als unvermittelte Funktion tatsächlicher Realisationen abbilden, unter Fehlspezifikation. Allenfalls kann die Realisation dann als Element der Menge verfügbarer Informationen angesehen werden, auf der der Prozess der Informationsverarbeitung und Erwartungsbildung aufsetzt. Weder der Prozess der Informationsverarbeitung noch dessen Ergebnis, die Erwartung, sind aber direkt beobachtbar. Soll der Erwartungsbildungsprozess in den Kanon herkömmlicher ökonomischer Annahmen hineinpassen, müssen bestimmte Rationalitätsbedingungen erfüllt sein. Sind Erwartungen bezüglich der zugrunde liegenden Realisation etwa systematisch verzerrt, entstehen dem ökonomischen Agenten Kosten, welche er zu minimieren trachtet. Rationale Agenten versuchen also etwa, unverzerrte Schätzungen zu bilden.

In der extremen Form dieser Hypothese (REH, *rational expectations hypothesis*), wie sie von Muth (1961) formuliert wurde, decken sich die Verteilungsfunktionen von Erwartung x_t^* und Variablen von Interesse x_t konditional auf die Informationsmenge Ω_{t-1} zum Zeitpunkt $t - 1$ vollständig, $f(x_t^*|\Omega_{t-1}) = f(x_t|\Omega_{t-1})$. Implikation dieser Annahme ist, dass alle Momente der Zufallsvariablen x_t und x_t^* identisch sind. Gewöhnlich wird allerdings auf das erste Moment der Wahrscheinlichkeitsverteilung abgehoben, so dass $x_t^e = E(x_t|\Omega_{t-1})$. Wird mit $\xi_t := x_t - x_t^e$ der Prognosefehler bezeichnet, so sind Implikationen der REH

$$E(\xi_t|S_{t-1}) = 0, \quad S_{t-1} \subset \Omega_{t-1} \quad (2.4)$$

und

$$E(\xi_t \xi_{t-i}) = 0, \quad i \geq 1 \quad . \quad (2.5)$$

Das Argument für rationale Erwartungen kann aber an mehreren Stellen zusammenbrechen. Erstens dürfen die Kosten der Informationsbeschaffung nicht die Kosten für die Fehler durch fehlende Informationen übersteigen. Zweitens können Agenten Präferenzen bezüglich bestimmter Meinungen entwickeln, welche systematisch von rationalen Erwartungen abweichen, etwa die Vorliebe für eine bestimmte Partei und deren Wirtschaftspolitik, notorischer Optimismus usw. Dann ist es durchaus rational, etwa monetäre Kosten für den Nutzen aus falschen Überzeugungen einzutauschen. Empirische Evidenz für diese Argumente findet sich etwa bei Bryan und Venkatu (2001), wo festgestellt wird, dass retrospektive wie

prospektive Inflationserwartungen abhängig von Einkommen, Bildung, Alter, Geschlecht und ethnischer Zugehörigkeit sind. Drittens könnte es in einem endogenen Modell für einen ökonomischen Agenten rational sein, genau das zu glauben, was andere Agenten glauben. In einem solchen Kontext sind beliebige Erwartungsbildungsfunktionen denkbar. Darauf wird beispielsweise bei Holden und Peel (1977) aufmerksam gemacht. Die weit reichende Implikation dieser Annahme ist die mögliche Existenz von *sunspot*-Gleichgewichten, also Gleichgewichtszuständen, die nicht durch ökonomische Fundamentaldaten erklärt sind, sondern durch sich selbst erfüllende Prophezeiungen erzeugt werden (vgl. etwa Farmer und Woodford, 1997; Cass und Shell, 1983; Farmer und Guo, 1994). In Hinsicht auf Implikationen für das Verhalten von Konsumenten wird an dieser Stelle dann in Abschnitt 2.3.2 wieder angeknüpft. In diesem Kontext kann dann auch nicht mehr davon ausgegangen werden, dass durch Lernen eine Konvergenz zu rationalen Erwartungen hergestellt wird (Beckman und Downs, 1997).

Insgesamt scheint es jedenfalls notwendig zu sein, direkte Messungen von Erwartungen zu benutzen, um die Frage zu beantworten, ob Erwartungen zu rationalen Erwartungen zumindest konvergieren (vgl. Pesaran, 1984). In experimentellen Umgebungen (etwa Harvey u. a., 1994; Rötheli, 1998) scheinen Agenten jedenfalls nicht unbedingt rationale Erwartungen zu bilden.

Sind die starken Annahmen der REH nicht erfüllt, müssen andere plausible Erwartungsbildungsfunktionen unterstellt werden. Nerlove (1983) betrachtet etwa die allgemeine Form extrapolativer Erwartungsbildung $E(x_t^*|\Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^{\infty} w_j x_{t-j}$. Adaptive Erwartungen folgen der allgemeinen Vorschrift $E(x_t^*|\Omega_{t-1}) = E(x_{t-1}^*|\Omega_{t-2}) + \alpha(x_{t-1} - E(x_{t-1}^*|\Omega_{t-2}))$.

In Carroll (2002a) und Carroll (2002b) wird ein Erwartungsbildungsmodell entwickelt, welches sich an einfachen Modellen der Ausbreitung von Epidemien orientiert. Dabei werden explizit die neuen Prognosen für x_{t+1} , die durch die Nachrichten N_t^{t+1} zum Zeitpunkt t verfügbar werden, für die Erwartungen M_t^{t+1} modelliert:

$$M_t^{t+1} = \alpha N_t^{t+1} + (1 - \alpha) (\alpha N_{t-1}^{t+1} + (1 - \alpha) (\alpha N_{t-2}^{t+1} + \dots)) \quad (2.6)$$

Bei diesem theoretischen Ansatz geht Carroll (2002a) davon aus, dass in den Nachrichten N_t die aktuellen (rationalen) Erwartungen von Wirtschaftsexperten für eine Variable von Interesse y_{t+1} zum Ausdruck kommen. Dies muss allerdings nicht notwendigerweise der Fall sein, wie die Ausführungen in anderen Abschnitten zeigen werden. Zudem ist die Annahme unrealistisch, dass zu allen früheren Zeitpunkten $t - i$ Expertenmeinungen M_{t-i} über die Realisation der Variablen y_{t+1} formuliert worden sind. Eine Vereinfachung besteht daher in

$$M_t^{t+1} = \alpha N_t^{t+1} + (1 - \alpha) M_{t-1}^t \quad . \quad (2.7)$$

Dieser kurze Überblick soll genügen, um die Problematik nicht-rationaler Erwartungen aufzuzeigen: Die möglichen alternativen Spezifizierungen sind weit gehend beliebig und lassen sich nicht mehr streng deduktiv, sondern nur noch plausibilitätsgeleitet aus der zugrunde liegenden ökonomischen Theorie ableiten.

2.3.2 Konsumentenvertrauen als Indikator wirtschaftlicher Aktivität

Es gibt ein Unmenge von Beiträgen über die Relevanz von vorlaufenden Stimmungsindikatoren, insbesondere Indikatoren des Konsumentenvertrauens, und ihren Prognosegehalt für ökonomische Aktivitäten (z.B. Santero und Westerlund, 1996; Klein und Moore, 1982; Delorme u. a., 2001; Matsusaka und Sbordone, 1995; Starr-McCluer, 1999; Wan, 2001; Curtin, 1982). Dabei findet eine rege Debatte darüber statt, ob die Verwendung der verschiedenen Indizes des Konsumentenvertrauens bestehende (fundamentale) Prognoseansätze verbessern oder nicht. So formulieren Santero und Westerlund (1996) eher eine pessimistische Sichtweise, wenn sie beobachten:

Since such indicators are often used from a ‘storytelling’ point of view, as they sometimes appear to offer support for assertions or projections that are not otherwise based on very solid or reliable evidence, there is a risk that, because of their relatively intangible nature, they will be used only selectively, i.e. only when they appear to confirm the story being told. (Santero und Westerlund, 1996, S.5)

Allerdings kann diesem Einwand recht gut begegnet werden, wenn Zuversichtsindikatoren in systematischer Weise in ökonometrische Prognosemodelle einbezogen und evaluiert werden.

Eine zusätzliche Komplikation tritt ein, wenn die Frage nach der Kausalität angegangen werden soll. Fuhrer (1993, S. 34 f.) identifiziert fünf mögliche Alternativen für die Bedeutung von Konsumentenvertrauen: Erstens könne es eine *unabhängige Quelle* ökonomischer Fluktuationen sein. Diese Variante wird häufig mit Begriffen wie *animal spirits* oder *selffulfilling prophecies* bezeichnet. Vertreter dieser Alternative sind z. Bsp. Chauvet und Guo (2003). Typisch für solche Szenarien sind multiple Gleichgewichte, welche allein durch die selbsterfüllenden Annahmen der Wirtschaftssubjekte definiert werden. Zweitens könne Konsumentenvertrauen zwar nicht Ursache, aber exakte *Prognose* zukünftiger wirtschaftlicher Entwicklungen sein. Die meisten rein empirisch herangehenden Arbeiten scheinen diesen Ansatz implizit zu vertreten. Drittens sei die Möglichkeit in Betracht zu ziehen, dass Konsumentenvertrauen zwar tatsächlich wirtschaftliche Entwicklungen nicht besonders gut prognostiziert, aber eine exakte Abbildung der *Vorhersage der Konsumenten* über diese Entwicklungen darstellt. Dann könnten Indizes des Konsumentenvertrauens zumindest zukünftige Konsumausgaben erklären.² Eine vierte Richtung, um die Nützlichkeit der Verwendung solcher Indizes zu begründen, hebt darauf ab, dass Konsumentenvertrauen gerade einsetzende ökonomische, *individuell erfahrene Entwicklungen* widerspiegelt, die in öffentlichen Statistiken nicht verfügbar ist oder erst später darin zum Ausdruck kommt. So kann die Ankündigung von Entlassungen den Optimismus betroffener Personen senken noch bevor die Entlassungen selbst sich in Arbeitsmarktstatistiken niederschlagen. Fünftens schließlich könne Konsumentenvertrauen schlicht breit bekannte *ökonomische Fakten widerspiegeln*, womit eine gesonderte Betrachtung in Prognosemodellen überflüssig wäre. Fuhrer (1993) selbst kommt zu dem Schluss, dass Möglichkeiten 2 und 4 mit den von

²Gleichzeitig würde diese Variante aufgrund der dann auftretenden Überschusssensitivität (*excess sensitivity*) von Konsum bezüglich verzögertem Konsumentenvertrauen einfachen Formen der REPIH (*Rational Expectations / Permanent Income Hypothesis*) widersprechen.

ihm untersuchten Daten verträglich sind, wobei die Rolle des Konsumentenvertrauens generell recht gering ist. Howrey (2001) stellt statistische Signifikanz des ICS (*Index of consumer sentiment*) sowohl für das BIP-Wachstum als auch für monatliche Konsumausgaben fest, konsistent sowohl mit Möglichkeit 2 wie auch 3. Mit deutschen Daten lehnen Heilemann und Wenke (1993) eine mögliche Rolle für verschiedene GFK-Indikatoren (Gesellschaft für Konsumforschung) ab und gelangen für das RWI-Konjunkturmodell zu der Schlussfolgerung 5. Einige Studien (Carroll u. a., 1994; Acemoglu und Scott, 1994; Eppright u. a., 1998; Bram und Ludvigson, 1998; Batchelor und Dua, 1987) finden Hinweise für Variante 3, Blanchard (1993) argumentiert für Variante 1. Mishkin (1978) findet, dass die Prognosestärke von ICS für Konsumausgaben abnimmt, wenn Variablen über die finanziellen Bilanzen der Haushalte in die Gleichungen aufgenommen werden.

Eine ganze Reihe von Arbeiten hebt darauf ab, Erwartungen über zukünftige Arbeitslosigkeit als Maß für das Risiko unerwarteter Einkommensschwankungen zu verwenden. Mit einem derart definierten Risikomaß gewinnt dann das Motiv des Vorsichtssparens (*buffer-stock theory of saving*) an Bedeutung: Durch erhöhtes Sparen, damit vermindertem Konsum, sichern sich die Akteure gegen unvorhergesehene Einkommensschwankungen ab. Damit gewinnen über den Umweg der Konsumfunktion Konsumenteneinstellungen Bedeutung für makroökonomische Vorhersagen. In der Tradition des Vorsichtssparens bewegen sich Arbeiten etwa von Carroll (1996, 1998); Carroll und Dunn (1997); Carroll und Samwick (1995); Carroll (1992); Malley und Moutous (1996). Eine Zusammenfassung findet sich bei Deaton (1993), Kapitel 6, und Muellbauer (1994).

Bei Parigi und Schlitzer (1997) findet sich zur Abschätzung von Einflüssen des Konsumentenvertrauens auf wirtschaftliche Aktivitäten ein Wirtschaftsmodell, dessen Kern folgende Konsumgleichung für dauerhafte bzw. nichtdauerhafte Konsumgüter ist:

$$C_i = C_i(W, r, YR, E(YR), \sigma_{YR}, GI, P_i/P) \quad (2.8)$$

$\begin{matrix} + & - & + & + & - & ? & ? \end{matrix}$

Dabei bezeichnen W das vorhandene Vermögen, r den Realzins, YR das gegenwärtige verfügbare Einkommen, $E(YR)$ den Erwartungswert des zukünftigen abdiskontierten verfügbaren Einkommens, σ_{YR} dessen Standardabweichung, GI den Gini-Index der Einkommensungleichheit und P_i/P das Preisverhältnis zwischen den jeweiligen Konsumgütern und dem Gesamtpreisindex; die Vorzeichen unter den Variablen gibt die unterstellte Wirkungsrichtung der Variablen auf den Konsum an. Die Autoren nehmen an, dass Konsumentenvertrauen nun ein Proxy für $E(YR)$ und σ_{YR} darstellt.

Den genannten Ansätzen ist gemeinsam, dass zur Erklärung des Konsumentenvertrauens nur ökonomische Variablen selbst und in wenigen Ausnahmen einige politische Dummy-Variablen eingesetzt werden. Variablen der Medienberichterstattung fehlen ganz, was implizit voraussetzt, dass sich in ihnen entweder bloß die bekannten ökonomischen Fakten spiegeln können oder dass sie für die Herausbildung des Konsumentenvertrauens keine Relevanz besitzen. Beide Annahmen scheinen problematisch. Unterstellt die Relevanz von Indikatoren des Konsumentenvertrauens für realwirtschaftliche Aktivität, wird es die Aufgabe dieser Arbeit im zweiten Teil sein, diese möglichen Einflüsse von Medienberichterstattung auf Konsumentenvertrauen zu untersuchen.

2.4 Politikwissenschaft

2.4.1 Das Paradigma des *economic voting*

Unter *economic voting* wird die Idee verstanden, dass politische Einstellungen zu regierenden Parteien und Politikern von der aktuellen oder zukünftigen wirtschaftlichen Lage abhängig sind. Die Literatur dieser Tradition ist reich, so dass nur einige besonders relevante Arbeiten und Ideen hier vorgestellt werden können. Allerdings ist die Hypothese nicht immer völlig unumstritten gewesen. So stellten einige Forscher die Popularität des Präsidenten einfach als eine fallende Funktion der Zeit dar. Andere Variablen, ob ökonomischer oder politischer Natur, verloren dabei ihre kausale Erklärungskraft. Ohne an dieser Stelle tief in die Diskussion einzusteigen, sei auf die Arbeit von Kernell (1978) verwiesen, der darauf aufmerksam macht, dass der fehlende empirische Erklärungsgehalt exogener Variablen außer der Zeit möglicherweise häufig auf fehlerhafte Operationalisierungen zurückzuführen war. Seine Arbeit stellt im Wesentlichen eine Rehabilitierung kausaler Erklärungsversuche für Popularitätsfunktionen dar. Einen Überblick über den Forschungsstand bis in die 90er Jahre des letzten Jahrhunderts findet sich bei Nannestad und Paldam (1994).

Grundsätzlich stellt die Idee des *economic voting* auf die Existenz von *voting*- und *popularity*-Funktionen ab, die Wahl- und Umfrageergebnisse als Funktion von politischen und ökonomischen Realisationen modellieren. Dabei ist die ökonomische Komponente dieser Beziehung weitaus umfangreicher untersucht worden (vgl. Nannestad und Paldam, 1994, S. 214). Bereits sehr früh wurden folgende empirische Befunde konstatiert:

- Wähler machen die Regierung verantwortlich für die Wirtschaftslage (Nannestad und Paldam, 1994, S.215)
- Es gibt einen asymmetrischen Effekt von Aufschwüngen und Abschwüngen auf die Wählerzufriedenheit mit den Regierungsparteien und -Politikern (Nannestad und Paldam, 1994, S.215); vgl. auch Bloom und Price (1975) und Bartels (1996a)
- Arbeitslosigkeit und Inflation sind die treibenden ökonomischen Kräfte für die Beurteilungen (Nannestad und Paldam, 1994, S.216)
- Alle gefundenen Effekte sind sehr kurzlebig; Wähler sind daher kurzsichtig (Nannestad und Paldam, 1994, S.216)

Die Relevanz ökonomischer Variablen wird in unzähligen Arbeiten nachgewiesen (z.B. Goidel und Langley, 1995; Johnston, 1999; Kernell, 1978; Bloom und Price, 1975; Arcelus und Meltzer, 1975; Alesina u. a., 1993; Norpoth, 1987, um nur einige zu nennen). Viele Arbeiten gehen dabei von einem Modell aus, welches den Ausprägungen eines Sets von makroökonomischen Variablen einen gleichgewichtigen Popularitätszustand beimisst (z.B. Kernell, 1978; Johnston, 1999). Dabei ist im Kontext dieser Arbeit die Tatsache, dass ökonomische Zustände politische Einstellungen prägen, nur die Voraussetzung für

die Fragestellung, wie die Perzeption ökonomischer Zustände und möglicherweise informationsbedingte Abweichungen von Perzeption und Zustand politische Einstellungen bewegen. Der Relevanz informationsbedingter Einstellungsveränderungen wurde im Kontext politikwissenschaftlicher Arbeiten dabei weitaus seltener nachgegangen. Ansätze in dieser Richtung werden im nächsten Abschnitt untersucht.

2.4.2 Probleme des *economic voting*-Ansatzes: Information und Erwartung

Die Probleme bei der Formulierung des *economic voting*-Ansatzes sind parallel zu denen, wie sie in Kapitel 2.3 formuliert wurden, bei dem Prozess der Informationsverarbeitung und Erwartungsbildung zu verorten. So beobachten etwa Nadeau u. a. (2000):

A major unanswered question in the study of economic voting is the source of the electorate's economic outlooks. Direct observation is undoubtedly one source, as individuals compare their own circumstances to those of others. The broader economy, however, is likely to be experienced only indirectly through reports and interpretations made in the mass media. (Nadeau u. a., 2000, S. 135)

Die einseitige enge Fixierung auf die Massenmedien als Quelle von Informationen ist nun sicherlich nicht angemessen. Bereits in Kapitel 2.2 wurde auf die soziale Interaktion als mögliche Komponente der Erwartungsbildung eingegangen. Einen breiteren Zusammenhang formulieren auch MacKuen u. a. (1992), die beobachten,

that people are embedded in a rich system of social communication. The social communication network is full of information not only about the past and the present but also about the future. (MacKuen u. a., 1992, S. 603)

Der Sichtweise wird weiter entwickelt zu einer These, die bedingt durch die Annahme, dass sich die rationalen Erwartungen von Experten über das soziale Kommunikationsnetzwerk ausbreiten, zu einem Ansatz impliziter kollektiver rationaler Erwartungen führt:

Without trying, the public is exposed to the best information about the economic future that exists. (MacKuen u. a., 1992, S. 604)

Das Verhalten derartiger Wähler, welche politische Akteure nach den besten verfügbaren Informationen über zukünftige Entwicklungen beurteilen, wird als Banker-Modell bezeichnet. Dem diametral gegenüber stehen Meinungen wie bei Goidel und Langley (1995), die beobachten, dass

the ability of citizens to utilize real economic data to formulate economic evaluations appears questionable at best... Evaluations of the economy appear to be 'impression-driven' rather than data-driven.

Nicht nur seien viele Prognosen überpessimistisch, auch finde eine asymmetrische Reaktion auf schlechte Wirtschaftsdaten statt: Während in Abschwungphasen die Regierungspartei in den Umfragewerten

stark zurück falle, finde in den Aufschwüngen kein kompensierender Aufbau der Beliebtheitswerte statt. Noch systematischer wird dieses Verhalten bei Haller und Norpoth (1997a) formuliert. Nachdem sowohl die adaptive als auch die rationale Erwartungsbildungshypothese verworfen werden, gelangen die Autoren zu dem Schluss, dass ökonomische Einschätzungen weit stärker psychologischen Prädispositionen unterworfen sind, als es durch die standard-linearen Zusammenhangshypothesen unterstellt wird:

‘Psychological economics’ argues that economic expectations are attitudes that carry a sizeable affective component and incorporate considerable learning... The affective loading gives economic expectations a sharply asymmetric slant. People find it more pleasant to look forward to good times rather than bad ones. They have little trouble getting used to good times, but resist getting used to hard times... What psychological economics offers is not so much a parsimonious model of expectation formation as a changeable cast of characters. (Haller und Norpoth, 1997a, S. 644f)³

Blood und Phillips (1995) stellen ein Modell auf, bei dem die Variablen Wirtschaftslage, Wirtschaftsberichterstattung, Konsumentenvertrauen und *presidential popularity* interagieren. Die möglichen Wechselwirkungen werden in Tabelle 2.1 veranschaulicht.⁴ Auf das Konsumentenvertrauen können Wirtschaftsnachrichten direkten Einfluss ausüben, wie in Abschnitten 2.2 verdeutlicht. Ein direkter Einfluss von Berichterstattung auf die wirtschaftliche Lage ist ebenfalls denkbar. In den USA wurde dies unter dem Stichwort *media malady* erörtert. Wird das Nachrichtenumfeld von Wirtschaftsberichterstattung geprägt, ist die Bevölkerung möglicherweise geneigt, den Präsidenten anhand seiner wirtschaftspolitischen Maßnahmen zu bewerten. Dieser Effekt, den Kontext von Bewertungsfunktionen zu beeinflussen, wird als in der Agenda-Setting-Forschung als *priming* bezeichnet. Orientieren sich die Medien an der Bevölkerungsstimmung, ist von konsumentengetriebener Berichterstattung auszugehen. Der direkte Effekt von Konsumentenstimmungen auf die Wirtschaftslage – etwa vermittelt durch Konsumzurückhaltung usw. – wurde von Katona formuliert und wird deshalb als Katonasche These bezeichnet. Bewerten Konsumenten den Präsidenten anhand ihrer Einschätzung der Wirtschaftslage, liegt klassisches *economic voting* vor. Der mögliche Einfluss der Wirtschaftslage auf die drei anderen Variablen ist weit gehend selbst erklärend. Beachtenswert ist noch, dass die Wirtschaftslage als struktureller Faktor der Präsidentenbeliebtheit eine andere Rolle spielt als das Konsumentenvertrauen, da es sich bei letzterem eben um die Meinung der Bevölkerung über die Wirtschaftslage und nicht die Wirtschaftslage selber handelt. Schließlich können

³Es muss an dieser Stelle allerdings angemerkt werden, dass einige Verfahren der Autoren zur Überprüfung ihrer Hypothesen mindestens zweifelhaft erscheinen. So ist ein Test der Unverzerrtheit von Inflationserwartungen mit den Carlson-Parkin-Daten (vgl. Abschnitt 3.1.2.2) nicht möglich, da die Reihen per Konstruktion unverzerrt sind. Ebenso wenig scheint die Überprüfung der Hypothese adaptiver Erwartungen $E_t = bX_{t-1} + (1 - b)E_{t-1}$ mittels einer OLS-Regression mit vier autoregressiven Termen angebracht. Mindestens aber sollte wohl besser die Gleichung $E_t = b_1X_{t-1} + b_2E_{t-1}$ geschätzt und dann die Restriktion $b_1 + b_2 = 1$ getestet werden als direkt b_2 als $(1 - b_1)$ zu errechnen, wie in dem Arbeit geschehen.

⁴Dieses theoretische Modell wurde von den Autoren im Kontext einer politikwissenschaftlichen Studie entwickelt, es stellt aber unter den bislang vorgestellten Ansätzen das am besten zwischen Medien-, Wirtschafts- und Politikwissenschaft integrierende Gesamtmodell dar und verdient daher als Grundlage zu entwickelnder funktionaler Spezifizierung besondere Aufmerksamkeit.

Medien auf die aktuelle Beliebtheit des Präsidenten etwa ablehnend oder zustimmend reagieren. Lassen sich Konsumenten von der Beliebtheit des Präsidenten dazu motivieren, die Wirtschaftslage besser oder schlechter zu bewerten, liegt ein *bully-pulpit*-Effekt vor. Möglicherweise kann ein beliebter (oder unbeliebter) Präsident auch direkt die Wirtschaftslage beeinflussen, etwa wenn die Unternehmen aufgrund positiver Erwartungen ihre Investitionstätigkeit erhöhen.

Ursache	Effekt auf			
	Medien	Konsument	Wirtschaft	Präsident
Medien	-	Medienwirkung	<i>media malady</i>	<i>priming</i>
Konsument	konsumentengetrieben	-	Katonasche These	<i>economic voting</i>
Wirtschaft	ereignisgetrieben	direkte Erfahrung	-	struktureller Faktor
Präsident	politikgetrieben	<i>bully pulpit</i>	Zugpferd-Effekt	-

Tabelle 2.1: Effekt-Matrix nach Blood und Phillips (1995)

Eine weitere Frage entstand um die Tatsache, dass in vielen Fällen ein signifikanter Einfluss von makroökonomischen Variablen auf politische Ergebnisse gefunden wurde, nicht aber von solchen Variablen, die individuelles Wohlergehen messen. Dies führte häufig zu einer Akzeptanz der *economic voting*-These auf aggregiertem und zu einer Ablehnung auf individuellem Niveau (vgl. etwa Kramer, 1983; Weatherford, 1983; Sears u. a., 1980). Diese Ergebnisse unterstützten den in dieser Arbeit verfolgten Ansatz einer Untersuchung auf aggregiertem Niveau.

Insgesamt trifft das in den abschließenden Bemerkungen zu Abschnitt 2.3.2 Festgestellte auch hier voll zu, wenngleich die Integration von Medieneffekten zur Erklärung von Einstellungen in der Forschung bereits weiter fortgeschritten ist.

Kapitel 3

Daten und Methode

3.1 Daten

3.1.1 Messung von Medieninhalten

3.1.1.1 Probleme der Messung von Medieninhalten

Die Frage, wie eine adäquate Messung von Medieninhalten zu gestalten ist oder ob sie überhaupt möglich ist, ist eine der grundlegenden, aber auch kritischen Fragen in der quantitativen Medienwirkungsforschung. Von den drei hier behandelten Variablenkomplexen – Realwelt, Meinung und Medien – ist die Messung von Variablen aus dem letztgenannten Komplex wohl die, die auf dem unsichersten Stand steht.

Es gibt im Gegensatz zu den anderen beiden genannten Bereichen mindestens zwei große Probleme bei dem Versuch, Medieninhalte zu messen. Erstens ist unklar, welche Grundgesamtheit zugrunde gelegt und wie eine repräsentative Stichprobe daraus gezogen werden soll. Zweitens stellt sich die Frage nach einer sinnvollen Maßeinheit sowie der Gewichtung und Aggregation der Einzelmessungen.

3.1.1.1.1 Grundgesamtheit und Stichprobenkonstruktion. Bevor mit einer Messung von Medieninhalten begonnen werden kann, muss zunächst die Frage beantwortet werden, welche Informationsträger als Medien in dem hier verwendeten Sinne untersucht werden. Die Medienlandschaft, insbesondere in Deutschland, ist hochgradig zersplittert. Es existiert nicht nur eine unübersichtliche Anzahl von regionalen Tageszeitungen, zusätzlich kursieren noch zahlreiche Wochen- und *special-interest*-Medien. Nach Zahlen des IVW für das vierte Quartal 2002 und eigenen Berechnungen beträgt die tägliche Verbreitung der etwa 2.700 verschiedenen Print-Werbeträger etwa 38.000.000 Exemplare, davon etwa 18.000.000 Tageszeitungen, die von 1.500 verschiedenen Verlagen herausgegeben werden. Die Annahme inhaltlicher Homogenität in Hinsicht auf den Untersuchungsgegenstand wird dabei wohl kaum erfüllt sein. Es ist deshalb unklar, wie mit vertretbarem Aufwand eine repräsentative Stichprobe zu konstruieren ist. Eine Stichprobenorganisation würde die Bildung zahlreicher Kategorien bedeuten, was eine zeitaufwändige Messung verschiedener Titel aus verschiedenen Verlagen mit sich bringen würde.

Neben Printmedien transportieren Hörfunk, Fernsehen, Internet, Bücher und andere Medien eine Vielzahl an Informationen und Meinungen. Für eine Messung der TV-Inhalte wurden typischerweise nur Nachrichtensendungen betrachtet, was eine überschaubare Grundgesamtheit darstellt. Für die anderen Mediengattungen sind kaum systematische und kontinuierliche quantitative Erfassungen der Inhalte vorgenommen worden.

Die Konstruktion einer Stichprobe setzt also voraus, dass bezüglich der Wirkungshypothese eine plausible Vorselektion stattfindet. Üblicherweise bedeutet dies die Identifikation von Meinungsführermedien. Für die Untersuchung regionaler Fragestellungen kann dies auch die Einbeziehung lokaler Medienangebote bedeuten. Für die vorliegende Arbeit wurden im TV-Bereich die Nachrichtenformate der beiden großen öffentlich-rechtlichen Sender ARD und ZDF und der Privatsender RTL und SAT 1 sowie im Print-Bereich die Wochenmagazine Spiegel, Focus, Zeit und Rheinischer Merkur ausgewertet.

3.1.1.1.2 Maßeinheit, Gewichtung und Aggregation Aufgabe einer quantitativen Erfassung von Medieninhalten ist die Messung des Inhalts übermittelter Information. Die Frage, in welcher Maßeinheit und mit welchem Konzept Information zu messen ist, ist aus theoretischer Sicht ungeklärt. Information bloß als Nachricht über eingetretene Realisationen von ökonomisch relevanten Zufallsvariablen zu verstehen, wie typischerweise die Informationsmengen in der Wirtschaftstheorie konstruiert werden, greift in der Realität von Medienberichterstattung offensichtlich zu kurz. Bewertung, Häufigkeit der Wiederholung wie auch die kontextuelle Einordnung eines Ereignisses sind über die tatsächliche Realisation hinaus gehende Dimensionen von Information, wie sie in Medien vermittelt wird.

Bei jeder quantitativen Erfassung ist also bereits im Vorfeld zu definieren, welche Aspekte einer Nachricht wie erfasst werden sollen. Die Regeln der Erfassung müssen objektivierbar und zeitinvariant sein, damit sie weder von der subjektiven Wahrnehmung der erfassenden Person noch vom Zeitpunkt der Beobachtung abhängig sind. Es muss entschieden werden, welches die kleinste Sinneinheit ist, welche der Analyse unterzogen wird (Satz, Absatz, Artikel); es muss entschieden werden, welche Akteure und welche Themen erfasst werden sowie wie mit der Verknüpfung von Akteuren untereinander und mit den Themen verfahren wird. Problematisch und wenig objektivierbar scheint dabei die Erfassung und Verknüpfung des umgebenden Kontextes zu sein.

Eine systematische Erfassung könnte etwa nach folgendem Schema verfahren:

- Zunächst erfolgt eine Festlegung der zu erfassenden inhaltlichen und formalen *Aspekte* der Information. Inhaltliche Aspekte einer Information können etwa Subjekt, Objekt, Handlung, Thema, Zeitbezug, Ortsbezug, Bewertung des Subjekts, Bewertung des Themas und Urheber sein, formale Aspekte sind etwa gestalterische oder sprachliche Merkmale.
- Als kleinste Analyseseinheit wird die *Aussage* verstanden. Eine Aussage wird definiert durch die Konstanz einer der oben definierten Aspekte.
- Eine Menge von Aussagen wird gewöhnlich zu logischen Einheiten zusammengefasst (Artikel, TV-Beitrag). Auf dieser Ebene können ebenfalls Merkmale festgehalten werden, welche dann auch Attribute der untergeordneten Aussagen sind. Dies betrifft etwa zusätzliche gestaltende Merkmale wie Länge oder Platzierung, zusammenfassende und kontextuelle Informationen wie Hauptthemen.
- Desweiteren sollten Eigenschaften des Mediums wie Nutzung oder Reichweite erfasst werden.

Mit diesem Ansatz lassen sich Inhalt, Frequenz, Intensität, Tendenz und Kontext derart definierter Informationseinheiten bestimmen. Während die inhaltliche Erfassung und die Häufigkeit noch relativ unproblematisch erscheinen und mit einigen Definitionen operationalisiert werden können, sind Bewertung, inhaltliche Intensität und Kontext doch kritische Konzepte. Beispielsweise ist unklar, wie etwa eine Formulierung

„Katastrophale Lage am Arbeitsmarkt bringt Kanzler ins Wanken“

in der Überschrift gegenüber einer Formulierung

„Dabei stellt die weiter steigende Arbeitslosigkeit die Regierung vor ernsthafte Probleme.“

im Haupttext gewichtet werden soll. Des weiteren ist die Aggregation über bestimmte Medien (also etwa alle Tageszeitungen) und insbesondere über unterschiedliche Mediengattungen (TV und Tageszeitungen) ein schwer wiegendes Problem, da hier zusätzlich Gewichte bestimmt werden müssen.

Die Gewichtung einzelner Aussagen ist überhaupt das am schwersten zu lösende Problem, welches darauf zurück geht, dass konzeptuell eine Betrachtung allein von der Seite des „produzierenden“ Senders sich verbietet und eine „*impact*“-Messung auf Seiten des Empfängers angezeigt ist. Eine Gewichtung etwa der Tatsache, dass eine Aussage in der Überschrift eines Artikels statt im Haupttext platziert ist, gewinnt ihre Berechtigung ja aus der Tatsache, dass eine größere Wirkung auf Seiten des Lesers unterstellt wird. Ebenso verhält es sich mit allen anderen formalen und inhaltlichen Attributen einer Aussage.

Zumindest was den formalen Kontext einer Information betrifft, wurden einige Ansätze versucht, die Platzierung auf Titelseiten oder in Überschriften mit additiven oder multiplikativen Faktoren zu berücksichtigen. Als Beispiel seien Boomgarden und Vliegenthart (2004) erwähnt, die einen *visibility-index* genannten Indikator der Medienintensität für Zeitung n und Artikel i anhand der Formel

$$VIS(n,i) = c(n) * \frac{1}{\sum_{j=1}^N (3 * I_j^f + I_j^o)} (3 * I_i^f + I_i^o) * \ln(8 * h_i + 2 * b_i) \quad (3.1)$$

berechnen. Dabei bezeichnet $c(n)$ einen Zirkulations-Indikator, die Indikatorfunktionen I_i^f und I_i^o bezeichnen die Position des Artikel auf der Titelseite (I^f) bzw. anderen Seiten (I^o), h bezeichnet die Anzahl der Wörter, die auf ein Thema hinweisen, in der Titelzeile, und b bezeichnet die entsprechende Anzahl der Wörter im Textkörper. N bezeichnet die Gesamtzahl der Artikel. Natürlich ist die Wahl der Konstanten (3 und 1 bzw. 8 und 2) willkürlich und nur durch Plausibilitätsüberlegungen gedeckt.

Es wird also klar, dass quantitative Erfassung von Medieninhalten weitest gehend auf Konvention beruht. In wie fern die so gewonnenen Erkenntnisse invariant gegenüber den getroffenen Vereinbarungen sind, ist an dieser Stelle nicht zu beantworten. Es könnte die Hoffnung formuliert werden, dass bei einer genügend großen Stichprobe sich eine Art Gesetz der großen Zahl durchsetzt, so dass etwa die in Abschnitten 3.1.1.2 und 3.1.1.3 beschriebenen Verfahren oder verschiedene Möglichkeiten ihrer Umsetzung im Mittel bezüglich bestimmter Erkenntnisziele gegeneinander konvergieren, ihre systematische Differenz zumindest nicht zu groß wird. Ebenso könnte dann auf die gesonderte Erfassung einiger oben definierter Attribute verzichtet werden. Beispielsweise verlöre die Platzierung einer Aussage an Bedeutung, da durch Integration über Zeit und „Raum“ die relative Bedeutung eines Themas auch ohne Erfassung formaler Merkmale adäquat gemessen wird.

3.1.1.2 EDV-gestützte Schlagwortsuche

In der Forschungstradition haben sich zwei Linien zur Messung von Medieninhalten entwickelt, die EDV-gestützte Auswertung und die quantitative Medieninhaltsanalyse. Bei Ersterer wird im Grunde die Dimension Häufigkeit nach bestimmten formalen Mustern ermittelt. Beispiele für dieses Verfahren finden

sich bei Tims u. a. (1989), Gonzenbach (1992), Soroka (1999), Soroka (2002b), Soroka (2002a), Boomgard und Vliegenthart (2004), Blood und Phillips (1995) oder Wu u. a. (2002). Für eine Untersuchung mit wirtschaftswissenschaftlichem Hintergrund ist insbesondere Carroll (2002b) beachtenswert. Verschiedene Verfahren kamen zur Anwendung, etwa die Filterung von Überschriften und Texten nach den Wörtern „Arbeitslosigkeit“, „Rezession“, „Inflation“ o.ä. Bei Soroka (2001) findet die Messung in einer Untersuchung außenpolitischer Fragestellungen statt anhand der Anzahl der Artikel, die von der außenpolitischen Redaktion verfasst wurden. EDV-gestützte Verfahren sind aber durch das Problem limitiert, über die Frequenz hinausgehende Dimensionen der Berichterstattung kaum erfassen zu können. Sicherlich sind 10 extrem negative Beiträge über dramatisch steigende Arbeitslosigkeit anders zu bewerten als 30 ausgewogene Darstellungen. Tims u. a. (1989) wendeten zwar die EDV-gestützte Filtrierung nach bestimmten zusätzlichen Begriffen („up“, „down“, „rise“, „fall“ usw.), um die bewertende Dimension zu erfassen. Es müsste untersucht werden, ob hier eine zureichende Übereinstimmung mit der tatsächlichen Bewertung des Themas erreicht werden konnte. Rössler (1997) beobachtet dazu

Die Verwendung **computergestützter Inhaltsanalysen**, wie sie seit geraumer Zeit vorgeschlagen wird, konnte sich in der Agenda-Setting-Forschung bislang nicht durchsetzen... [D]ie Nachteile einer EDV-gestützten Inhaltsanalyse sind im Agenda-Setting-Kontext ... gravierend: Mangels Sprachkompetenz der EDV-Anlage müssen alle Listendefinitionen eindeutig und vollständig beschrieben werden, was bei der Vielfalt gerade der deutschen Sprache Fehlcodierungen geradezu herausfordert. (Rössler, 1997, S. 86)

Die Verwendung reiner Häufigkeiten wird zunehmend kritisiert (vgl. Rössler, 1997, S. 83). Allerdings könnte in einem begrenzten thematischen Feld, welches mit eindeutigen Schlagwörtern hinreichend abgegrenzt werden kann, diese Form der Behandlung sich als durchaus problemadäquat herausstellen. Beispielsweise könnten Medienagenden für die Problemkomplexe Arbeitslosigkeit, Inflation oder Rezession durchaus durch eine EDV-gestützte Schlagwortsuche hinreichend bestimmt werden, da man hier die Äquivalenz von Häufigkeit, Ausmaß und Negativität erwarten kann.

3.1.1.3 Quantitative Medieninhaltsanalyse

Die andere Linie der Messung von Medieninhalten benutzt Verfahren der quantitativen Medieninhaltsanalyse, um beliebige Dimensionen vorhandenen Materials zu erfassen. Hier werden von menschlichen Codierern verschiedene Dimensionen des Textes nach vorgegebenen Kriterien eines Codebuches statistisch erfasst. Dieses Verfahren wird etwa von Brettschneider (2000b), Brettschneider (2000a), Brosius und Kepplinger (1992), Ader (1995), de Vreese (2001), Behr und Iyengar (1985), Brosius und Kepplinger (1992), Brosius und Kepplinger (1992) und Wanta und Hu (1993) angewendet. Auch hier müssen bei der Festlegung der Erfassungskriterien wichtige Entscheidungen gefällt werden, insbesondere die, was die kleinste Untersuchungseinheit sein soll, also wie detailliert Inhalte erfasst werden. Goidel und Langley (1995) etwa wenden ein Verfahren an, bei dem für sämtliche Titelseiten der New York Times zwischen

1981 und 1992 sowohl die Anzahl der Artikel mit Bezug zur Wirtschaftslage als auch der Tonfall des jeweiligen Artikels erfasst werden.

Wegen der Relevanz für diese Arbeit soll hier das Verfahren des Instituts Medien Tenor, dessen Daten für den empirischen Teil genutzt wurde, näher vorgestellt werden. Daten aus dieser Quelle wurden auch von Brettschneider (2000b) und Brettschneider (2000a) verwendet.

Untersuchungseinheiten sind entweder *Beiträge* oder *Aussagen*. Ein Beitrag ist definiert durch bestimmte formale grafische oder logische Merkmale. Eine Aussage ist definiert als Sinneinheit, die durch die Merkmale Akteur, Bezugsgebiet, Zeitbezug, Thema, Negativität und Urheber definiert wird. Eine neue Aussage wird eingeleitet durch eine Veränderung eines der Merkmale oder durch die Darstellung eines neuen Aspektes eines der Merkmale der Sinneinheit. Aussagen wurden codiert u.a. für Parteien und Politiker. Für einen Beitrag wird ein Profil erstellt, welches u.a. die Merkmale Platzierung, Beitragsform, Hauptthema und Hauptakteur des Beitrags festhält. Werden in dem Beitrag Aspekte der wirtschaftlichen oder sozialen Lage angesprochen, so werden für den Beitrag spezielle *Profile* erstellt, welche die thematischen Aspekte der Lagebeschreibung festhalten. Für den Hauptaspekt der Lagebeschreibung wird zudem die Negativität verschlüsselt.

In dieser Arbeit wurde grundsätzlich folgender Ansatz gewählt:

- Die formale Abgrenzung der Ebene der Informationserhebung (Artikelebene oder Aussagenebene) differierte je nach Datenlage.
- Die formale Platzierung (Seite, Überschrift) wurde nicht gewichtet, da hier keine Erfahrungswerte für die Höhe der Gewichtung vorliegen.
- Die inhaltliche Intensität der Aussagen wurde nicht gewichtet, da sie nicht erfasst wurde.
- Die Richtung der Aussage (Negativismus) wurde an den Stellen verwendet, an denen sie von der Datenseite her verfügbar war und inhaltlich geboten erschien.
- Die Aussage wurde mit einem Zirkulationsindikator gewichtet, welcher die relative Reichweite des Mediums berücksichtigt.
- Über Mediengattungen wurde nicht aggregiert, die TV- und wöchentlich erscheinenden Printmedien wurden getrennt betrachtet, da hier ebenfalls keine Erfahrungswerte für die Höhe der Gewichtung vorliegen.

3.1.1.4 Proxivariablen

In einigen Arbeiten wurden statt direkter Nachrichtenmessung auch Proxivariablen verwendet, mit denen Variablen der Berichterstattung substituiert wurden. So wird bei Haller und Norpoth (1997b) die Antwort auf die Frage

During the last few months, have you heard of any favourable or unfavourable changes in business conditions [in the country as a whole]? (Haller und Norpoth, 1997b, S. 558)

ausgewertet. Dieselbe Frage nutzen auch MacKuen u. a. (1992) zur Konstruktion ihres Medienindikators. Auch bei Price und Zaller (1993) wird die direkte Befragung der Medienkonsumenten als alternative Möglichkeit für die Gewinnung von Nachrichtenindikatoren genannt. Die Autoren weisen aber auf mehrere Probleme hin. Erstens sei die Selbsteinschätzung, in welchem Umfang die Rezipienten Medien ausgesetzt seien, schwierig und möglicherweise fehlerbehaftet. Zweitens sei bei den Antworten von einer Verzerrung nach oben auszugehen, da die Befragten einen sozialen Anreiz hätten, ihren Nachrichtenkonsum positiver darzustellen als er tatsächlich ist. Und drittens könne die Abgrenzung der Quellen der Nachrichten schwierig werden, also ob es sich bei einer Informationsquelle etwa um eine Talkshow oder eine Nachrichtensendung gehandelt hat.

In einigen Arbeiten werden noch Expertenprognosen als Proxi für Medieninhalte verwendet (z.B. Carroll, 2002a,b). Aber auch dieser Ansatz kann nicht ganz überzeugen, denn es ist mehr als zweifelhaft, ob Medien sich darauf beschränken, bei der Darstellung der politischen, sozialen oder wirtschaftlichen Lage nur die Meinung von Experten zu reproduzieren. In Carroll (2002b) wird der Ansatz aus Carroll (2002a) daher auch insofern erweitert, dass eine EDV-gestützte Häufigkeitsermittlung relevanter Artikel die Untersuchung stützt.

3.1.2 Messung von Einstellungen

Einstellungen und Erwartungen können nicht direkt, sondern nur über den Umweg der Befragung erhoben werden. Dabei wird streng genommen nicht die Einstellung selbst, sondern die Reaktion auf eine bestimmte Fragestellung in einem bestimmten Kontext gemessen. Hierbei können mindestens Messfehler auftreten. Die zweite Schwierigkeit ist, dass Einstellungen und Erwartungen zu realweltlichen Zuständen mit diskreten oder stetigen quantitativen Realisationen meistens nur qualitativ gemessen werden. Hier stellt sich die Frage nach der adäquaten Quantifizierung derart gemessener Einstellungen.

3.1.2.1 Messfehler

Es kann erwartet werden, dass selbst bei den vergleichsweise geringeren Anforderungen an die Erhebung von qualitativen Daten Messfehler auftreten. Da Fehler in ökonomischen Zusammenhängen erwartet und in ökonometrischen Untersuchungen ja auch explizit behandelt werden, stellt dies grundsätzlich kein Problem dar. Die Messfehler müssen jedoch gewissen Anforderungen genügen. Sie sollten beispielsweise den Erwartungswert 0 haben, also keine Verzerrung induzieren. Zweitens sollten die Messfehler einer Variablen unkorreliert mit allen anderen endogenen und exogenen Variablen und drittens ebenso unkorreliert sein mit Messfehlern der Vergangenheit.

Ob diese Voraussetzungen in der Realität erfüllt sind, kann angezweifelt werden. Einige Studien deuten aber darauf hin, dass die Verzerrungen nicht gravierend sind, insbesondere wenn eine Antwortkategorie „weiß nicht“ zur Verfügung steht (vgl. Geil und Zimmermann, 1995, S. 123f). Pessimistischer stimmt eine Untersuchung (Bryan und Venkatu, 2001), die nachweist, dass Befragte vollkommen unterschiedliche Einschätzungen und Erwartungen bezüglich der Inflationsentwicklung abhängig von Einkommen, Alter,

Bildung, Geschlecht und ethnischer Zugehörigkeit bilden. Hier dann noch von (im Aggregat) unkorrelierten Messfehlern auszugehen, ist einigermaßen ambitioniert.

Ein weiteres Problem betrifft die Instabilität der Antworten auf dieselben Fragen über verschiedene Umfragen. Hier zeigt die Arbeit von Achen (1975), dass die explizite Modellierung von zwei Quellen von Variation – zum einen die veränderten (politischen) Einstellungen des Befragten, zum anderen die veränderte Auffassung der Fragestellung der Umfrage durch den Befragten – die Stabilität und Kohärenz der zugrunde liegenden latenten Einstellungen erhöht.

3.1.2.2 Quantifizierung qualitativer Daten

Bei der Konstruktion von Reihen erwarteter ökonomischer Realisationen aus qualitativen Umfragedaten kann auf ein Verfahren zurückgegriffen werden, welches von Carlson und Parkin (1975) entwickelt und u.a. von Batchelor und Orr (1988) verfeinert wurde (eine Übersicht bieten Geil und Zimmermann, 1995). Das Verfahren geht davon aus, dass die einzelnen Teilnehmer individuelle subjektive Verteilungsfunktionen für die Variable von Interesse zugrunde legen, und dass sich die individuellen Verteilungsfunktionen zu einer aggregierten Verteilungsfunktion verdichten lassen. Werden nun den prozentualen Anteilen der Antwortkategorien Flächen unter der zugehörigen Dichtefunktion zugeordnet, können diese geschätzt und die Momente der korrespondierenden Zufallsvariablen berechnet werden. Bezeichnen bei einer qualitativen Befragung mit drei Antwortkategorien („besser“, „gleich“, „schlechter“) x_t^+ und x_t^- die Anteile positiver respektive negativer Antworten, so kann, wird für die aggregierte Verteilungsfunktion die Normalverteilung angenommen, der Erwartungswert μ_t dieser Verteilung geschätzt werden¹ mit

$$\mu_t = \gamma \frac{\Phi^{-1}(x_t^-) + \Phi^{-1}(1 - x_t^+)}{\Phi^{-1}(x_t^-) - \Phi^{-1}(1 - x_t^+)}, \quad (3.2)$$

die Standardabweichung ergibt sich als

$$\sigma_t = \gamma \frac{-2}{\Phi^{-1}(x_t^-) - \Phi^{-1}(1 - x_t^+)} \quad (3.3)$$

Φ^{-1} bezeichnet dabei die Inverse der Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung. Der Parameter γ definiert das Indifferenzintervall $[-\gamma; +\gamma]$, für den die Befragten die Kategorie „gleich“ antworten würden. Unterstellt, dass die Befragten im langfristigen Mittel unverzerrte Erwartungen bezüglich der Variable y bilden, lässt sich γ schätzen als

$$\gamma = \frac{\sum_{t=1}^T \bar{y}_t}{\sum_{t=1}^T \frac{\Phi^{-1}(x_t^-) + \Phi^{-1}(1 - x_t^+)}{\Phi^{-1}(x_t^-) - \Phi^{-1}(1 - x_t^+)}} \quad (3.4)$$

Zahlreiche Arbeiten machen sich dieses oder leicht abgewandelte Verfahren zu Nutze (etwa Deutsche Bundesbank, 2001; Batchelor und Dua, 1992; Kaiser und Spitz, 2000; Wan, 2001). Die Daten von Carlson und Parkin (1975) wurden in weiteren Arbeiten eingesetzt (etwa Holden und Peel, 1977; Batchelor, 1986; Evans und Gulamani, 1984). Mit einem politikwissenschaftlichen Hintergrund überprüfen Haller

¹Für die Herleitung siehe Geil und Zimmermann (1995), S.111ff.

und Norpoth (1997a) u.a. anhand der Carlson-Parkin-Daten die Hypothese rationaler und adaptiver Erwartungen, siehe Abschnitt 2.4.2. Ein etwas anderer Ansatz wird in Starr-McCluer (1999) verfolgt. Hier werden qualitative Umfragedaten benutzt, um Wahrscheinlichkeitsbänder für die Realisationen zu schätzen. Bei Pesaran (1984) und Pesaran (1985) wird das Verfahren weiterentwickelt, um bestimmte Schwächen des Carlson-Parkin-Ansatzes auszugleichen. Bei Dahl und Hansen (2001) schließlich wird ein neuer, sehr genereller, auf Likelihood-Verfahren aufbauender Ansatz vorgeschlagen.

Auch wenn die Quantifizierung von qualitativen Umfragedaten verlockend erscheint, sei auf einige Gefahren aufmerksam gemacht. Erstens gibt es keinen Grund dafür, dass die aggregierte Verteilungsfunktion der Befragten der Normalverteilungsannahme gerecht wird. Zweitens muss das Indifferenzintervall $[-\gamma; \gamma]$ weder symmetrisch um 0 noch konstant über die Zeit sein. Da drittens γ als Verhältnis der Mittelwerte geschätzt wird, wird die Eigenschaft schwacher Rationalität, also unverzerrter Erwartungen, per Definition erfüllt (vgl. Wan, 2001). Für die Konstruktion der Reihen ist es erforderlich, dass der relative Anteil der Befragten in den einzelnen Antwortkategorien vorliegt. Dies ist beispielsweise für die Befragungen, die im Auftrag der Europäischen Kommission durchgeführt und in dieser Arbeit verwendet werden, nicht der Fall. Darüber hinaus kann für die medienseitigen Variablen ein Quantifizierungsverfahren ohnehin nicht zum Einsatz gebracht werden. In der Gesamtbetrachtung ist für die Zwecke dieser Arbeit ein Rückgriff auf anspruchsvolle Quantifizierungsverfahren nicht sinnvoll, da weniger die Punkterwartungen als die Richtungen der Erwartungsveränderungen überprüft werden. Aus diesem Grund fiel die Entscheidung zugunsten der einfachen Saldenmethode, welche den relativen Anteil der negativen Antworten von dem relativen Anteil der positiven Antworten subtrahiert ($x_t^+ - x_t^-$).

3.1.3 Messung der Realwelt

3.1.3.1 Wirtschaft

Auf die zahlreichen technischen Feinheiten der Messung realwirtschaftlicher Reihen (Berichtskreise, Saisonalität, Bereinigungsverfahren, Datenrevisionen usw.) soll hier nicht weiter eingegangen werden. Es wird in dieser Arbeit der pragmatische Ansatz verfolgt, die üblicherweise verwendeten, allgemein verfügbaren Daten zu nutzen. Das Konzept der Lage der Wirtschaft wurde in einer vereinfachenden Approximation durch Industrieproduktion und der Lage am Arbeitsmarkt operationalisiert.

3.1.3.2 Politik

Bei politischen Fragestellungen lässt sich die Problemstellung in zwei Teilbereiche zergliedern, die Messung des Verhaltens einzelner politischer Akteure (Parteien, Politiker, Regierungsorgane) und die Messung weiterer exogener oder endogener Einflussvariablen von Interesse, soweit sie nicht schon in den unter 3.1.3.1 beschriebenen Bereich fallen. In Studien wurde das Verhalten politischer Akteure selten explizit operationalisiert. Bei Soroka (1999) etwa findet sich eine Auswertung der Sitzungsprotokolle kanadischer Parlamente (*Debates of the House of Commons of Hansard*). In einigen Studien finden sich Haushaltsausgaben als Messung des Regierungsverhaltens. Für singuläre Ereignisse (Parteitage) werden häufig einfache

Dummies verwendet.

Die Messung weiterer Variablen erfolgt zumeist ad hoc und lässt sich kaum verallgemeinern. In einigen Fällen ließen sich leicht Realweltindikatoren zur Abbildung exogener Einflüsse finden, etwa bei Soroka (1999) die jährliche Zahl gemeldeter AIDS-Fälle als nahe liegender Einflussfaktor für die Wichtigkeit des Problems AIDS, und Kriminalitätsstatistiken als Faktor für die Wichtigkeit des Themas Kriminalität. Dagegen beschreibt der Autor in Übereinstimmung mit beispielsweise Ader (1995) die Konstruktion von Realweltindikatoren für das lange Zeit prominente Forschungsthema Umwelteinstellungen bereits als schwierig. Soroka (1999) versucht etwa, die jährlich gerodete Waldfläche und die Anzahl der bedrohten Arten, Soroka (2000) die CO₂-Emissionen (in t) und Ader (1995) Luftschadstoffemissionen, Abfallmengen und Anzahl der Ölbohrungen als Maß für die reale Umweltbeanspruchung zu operationalisieren.

In Arbeiten aus der Tradition des *economic voting* werden häufig Dummy-Variablen zur Abbildung politischer Ereignisse eingesetzt. Speziell für den US-amerikanischen Raum konnte unter entsprechenden Umständen auch etwa die Zahl der getöteten oder verwundeten Soldaten in militärischen Konflikten eingesetzt werden (insbesondere in der Ära des Vietnam-Kriegs). Andere realweltliche Reihen sind schwerer zu konstruieren. Das HIIK (Heidelberger Institut für Internationale Konfliktforschung) etwa publiziert den KOSIMO-Index, welcher für den Zeitraum ab 1945 differenziert die Anzahl laufender internationaler Konflikte ausweist. Eine Gewichtung nach Schwere des Konflikts bezüglich der Anzahl betroffener Personen oder nach örtlicher Nähe zum Untersuchungsgebiet ist aber ohne aufwändige Sekundäranalyse nicht möglich.

In den meisten Fällen politischer Fragestellungen werden die möglichen statistischen Beschreibungen realweltlicher Zustände nur nominal- oder ordinalskaliertes Niveau erreichen können. In einigen Fällen sind verhältnisskalierte Messungen zwar denkbar, die Kosten ihrer Beschaffung übersteigen aber das forschungsökonomisch sinnvolle. Folgende Zusammenstellung gibt einen Überblick über die in dieser Arbeit zu analysierenden politischen Themen (Kapitel 8) und denkbare statistische realweltliche Messungen:

- Innenpolitik
 - Innere Sicherheit: Verbrechensstatistiken, Statistiken über die Anzahl von Gerichtsprozessen, Gefängnisbevölkerung; bedeutende Verbrechen, bedeutende Prozesse.
 - Ausländer: Migrationsstatistiken, Anteil ausländischer Bevölkerung, spezifizierende Verbrechensstatistiken
 - Asyl: Anzahl der Asylsuchenden, Anzahl der angenommenen Asylanträge, Ausgaben für Asylbewerber
 - Rechtsextremismus: Anzahl der rechtsextremen Straftaten, Mitglieder in rechtsextremen Gruppierungen; bedeutende Ereignisse (Demonstrationen, Parteitage, Übergriffe)
 - Deutsche Einheit: Solidaritätszuschlag, West-Ost-Transfers; wichtige politische Ereignisse (Jahrestage, Gesetzesänderungen)
 - Aussiedler: Zahl der Aussiedler, Ausgaben für Integration von Aussiedlern;

- Rechtschreibreform: Gesetzesänderungen
- Stasi-Vergangenheit: Zahl der Gerichtsprozesse; prominente Betroffene
- Gesellschaftspolitik
 - Rente: Rentenversicherungsbeitrag, Höhe der Eckrente, Zahl der Rentenbezieher, Kennzahlen der demografischen Entwicklung; wichtige Gesetzesänderungen
 - Mieten: Mietstatistiken; wichtige Gesetzesänderungen
 - Gesundheitswesen: Krankenversicherungsbeitrag, Beitrag zur Pflegeversicherung; wichtige Gesetzesänderungen
 - Sozialleistungen: Sozialtransfers, Zahl der Empfänger von Sozialleistungen; wichtige Gesetzesänderungen
 - Moral: Skandale
 - Bildung: Zahl der Studenten / Schüler / Lehrer / Professoren usw., Bildungsausgaben, Patente; wichtige Gesetzesänderungen, politische Ereignisse (Demonstrationen)
 - HIV/Aids: Zahl der Erkrankten; prominente Betroffene
 - Umweltschutz: Emissionen; Katastrophen
 - BSE/MKS: Zahl der Fälle; wichtige Ereignisse (erstes Auftreten)
 - Verkehr: Staukilometer, Ausgaben für Verkehrsinfrastruktur, Zulassungszahlen, Streckennetz-kilometer, Unfallstatistiken; wichtige politische Ereignisse (Toll Collect), große Unfälle
 - Kernenergie: Zahl der Kraftwerke, Stromproduktion, Zahl der Atommülltransporte; wichtige politische Ereignisse (Demonstrationen), Unfälle, Gesetzesänderungen
 - Landwirtschaft: Statistiken der Agrarwirtschaft; Lebensmittelskandale, Krankheiten
- Außenpolitik
 - Frieden: Zahl der weltweiten Konflikte, Zahl der im Ausland stationierten Soldaten, Rüstungsausgaben; Beginn eines neuen Konflikts, einschneidende Konflikte (11. September)
 - spezielle Konflikte (Golf, Jugoslawien): Beginn eines neuen Konflikts, einschneidende Konflikte (11. September)
 - Waffenexporte: Höhe der Waffenexporte; wichtige politische Ereignisse
- Wirtschaftspolitik
 - Arbeitslosigkeit: Arbeitslosenquote, Erwerbslose; Erreichen prägnanter Schwellen (z.B. 5 Millionen), umfangreiche Entlassungen bekannter Großunternehmen
 - Steuern: Steuersätze, Steuerbelastung, Staatsquote; wichtige Gesetzesänderungen
 - Wirtschaftslage: realwirtschaftliche Reihen; große Unternehmenspleiten (Holzmann)

- Verschuldung: Staatsverschuldung; politische Ereignisse (Verfehlen des Maastricht-Kriteriums)
- EU/Euro: Kurse des Euro, Beiträge Deutschlands; Einführung des Euro, Wahlen
- Inflation: Inflation; Einführung des Euro
- Energiesteuer: Höhe der entsprechenden Steuer; wichtige Gesetzesänderungen
- Streik/Löhne: Streikstatistik; große Tarifkonflikte
- Ladenschluss: wichtige politische Ereignisse

In dieser Arbeit wurde der Anspruch, realweltliche politische Vorgänge in Zeitreihen einzufangen, grundsätzlich nicht verfolgt. Der Grund für dieses Vorgehen war die weit gehend unbefriedigende Datenlage, die es nicht erlaubt hätte, eine einheitliche Analysemethode für alle Problemfelder von Interesse anzulegen. Eine Ausnahme von dieser Regel stellte lediglich die sporadische Verwendung von Dummy-Variablen dar. Mussten singuläre Ereignisse eingefangen werden, ohne die statistisch nicht erklärbare Ausreißer aufgetreten wären, so wurden in den Analysen ad hoc gebildete (0,1)-Regressoren verwendet. An den entsprechenden Stellen in den Abschnitten 6 und 7 wird auf dieses Vorgehen hingewiesen werden.

3.2 Methoden der Datenanalyse

3.2.1 Grafische Analyse

Grafische Analysen dienen der intuitiven Aufdeckung von möglichen Zusammenhängen. Verschiedene Verfahren sind gebräuchlich. Die Auftragung einer oder mehrere Reihen in einem Zeit-Diagramm ist wohl das häufigste. Der so genannte *scatter-plot* im x-y-Diagramm kann dazu benutzt werden, Hypothesen über die funktionalen Zusammenhänge zweier Variablen zu erhalten. Siehe dazu etwa Neumann (1990), welche anhand eines x-y-Diagramms der Frage nachgehen, ob zwischen Medien und Meinung ein linearer oder logistischer Zusammenhang vorliegt.

Die alleinige Überprüfung von Hypothesen anhand grafischer Darstellungen kann allerdings nicht überzeugen, da dem Verfahren objektive Bewertungsmaßstäbe fehlen. So sollten die Ergebnisse bei Kepplinger und Roth (1973), welche sich auf grafische Verfahren beschränken, denn auch eher als anekdotische Evidenz interpretiert werden. Ein für diese Arbeit relevantes Beispiel findet sich bei Smith (1980), wo die *most important problems* in den USA für einen Zeitraum zwischen 1946 und 1976 auf diese Art untersucht werden. Die Relevanz von Umfrageergebnissen für die Konjunkturprognose untersuchen Linden (1982) und Roper (1982).

3.2.2 Korrelationen

3.2.2.1 Statistische Eigenschaften des Korrelationskoeffizienten

Die gewöhnliche Produkt-Moment-Korrelation zwischen zwei Zeitreihen $(x_t)_{t=1,\dots,T}$ und $(y_t)_{t=1,\dots,T}$ wird nach der bekannten Vorschrift

$$r_{x,y} = \frac{\text{cov}(x,y)}{s_x s_y} \quad (3.5)$$

berechnet mit

$$\begin{aligned} \text{cov}(x,y) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y}), \quad s_x = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2}, \quad s_y = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \\ \bar{x} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t, \quad \bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \quad . \end{aligned}$$

Kreuzkorrelationen ergeben sich, wenn entsprechend der Lag-Operator L auf die Reihen $(x_t)_{t=1,\dots,T}$ und $(y_t)_{t=1,\dots,T}$ angewendet werden, also kurz etwa $r_{L(x),y}$.

Korrelationen stellen den Zusammenhang zweier Reihen im Intervall $[-1; 1]$ dar. Unterschieden werden muss zwischen der theoretischen Korrelation der Population $\rho_{x,y}$ und der empirischen Stichprobenkorrelation $r_{x,y}$. Die Nullhypothese $H_0 : \rho_{x,y} = 0$ kann für T Observationen mit dem t-Test

$$t_{T-2} = \frac{r_{x,y} \sqrt{T-2}}{\sqrt{1-r_{x,y}^2}} \quad (3.6)$$

mit $T - 2$ Freiheitsgraden überprüft werden, vgl. Bortz (1993), S. 199. Die Korrelationswerte sind keine Maßzahlen einer Verhältnisskala. Dazu müssen sie in Fishers Z-Werte transformiert werden gemäß

$$Z_{x,y} = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + r_{x,y}}{1 - r_{x,y}} \right) \quad , \quad (3.7)$$

vgl. Bortz (1993), S. 201f. Dort finden sich auch weitere Verfahren zur Überprüfung von Hypothesen.

Aufgrund der Vorstellung, dass Kausalität eine zeitliche Struktur der Ereignisse bedingt, können aus der Struktur der Kreuzkorrelationen Indizien für kausale Zusammenhänge interpretiert werden. Diese Indizien sind allerdings wohl eher als notwendige denn als hinreichende Voraussetzungen zu sehen. Der gravierende Nachteil der (ausschließlichen) Verwendung von Korrelationen ist die implizite Beschränkung auf genau zwei Variablen, so dass der kausale Einfluss dritter Variablen grundsätzlich nicht beachtet wird. Damit ist in zeitreihenanalytischen Untersuchungen verbunden, dass bei der Ermittlung der Kreuzkorrelationen zwischen Reihen x und y jeweils immer nur der Einfluss eines bestimmten Lags der Reihe y auf die Reihe x , niemals aber die Gesamtdynamik der Vergangenheiten der Reihen abgeschätzt werden kann, vgl. Soroka (1999). Zum Verhältnis zwischen Kausalität und Korrelation vergleiche auch Bortz (1993), S. 217.

3.2.2.2 Korrelation in der Literatur

Trotz der Beschränkungen finden sich gerade in der älteren Agenda-Setting-Literatur zahlreiche Studien, die Korrelationen als Prüfkriterium für die Überprüfung ihrer Wirkungshypothesen verwenden. Sicherlich nicht abschließend überzeugen können daher die Ergebnisse bei Eaton (1989), die Korrelationen mit 13 Beobachtungen berechnen. Brosius und Kepplinger (1992) überprüfen verschiedene funktionale Spezifizierungen an den Kenngrößen r_{x,y^n} , wobei x verschiedene MIP-Reihen (*most important problem*) und y^n verschiedene Reihen von Indizes der TV-Berichterstattung mit unterschiedlichen Exponenten n bezeichnet.

Tims u. a. (1989) simulieren aus einer Reihe M von Medienindizes Werte für MIP und bilden Korrelationen mit den tatsächlichen Realisationen von MIP. Sie interpretieren die Korrelation von 0,7 als Beweis der Hypothese von Medienwirkungen. Eine stärkere Absicherung des Resultates würde sicherlich bedeuten, Korrelationen aus den Simulationen aus realweltlichen Reihen mit den Simulationen aus der Medienreihe zu vergleichen. Brettschneider (2000a) findet bei der Betrachtung von Kreuzkorrelationen einen Gleich- bzw. Vorlauf von TV vor den Einschätzungen der derzeitigen wirtschaftlichen Lage und interpretiert dies als Beleg dafür, dass das Publikum der Medienberichterstattung folgt.

Kurz erwähnt sei noch das Verfahren, Rangkorrelationen zu bilden, wie etwa bei Funkhouser (1973), de Vreese (2001) oder Brosius und Kepplinger (1990). Auch die Chapel-Hill-Studie (McCombs und Shaw, 1972) verwendet Rangkorrelationen. Dieses Verfahren stellt die adäquate Methode dar, die ursprüngliche Agenda-Setting-Hypothese zu untersuchen, die besagt, dass die Wichtigkeiten verschiedener Themen auf der Publikumsagenda von den Wichtigkeiten der Themen auf der Medienagenda abhängen.

In der wirtschaftswissenschaftlichen Tradition finden isolierte Betrachtungen von Korrelationen kaum

noch Anwendung. Zu zitieren sind hier höchstens Santero und Westerlund (1996), die die Korrelation von Indizes des Konsumentenvertrauens mit verschiedenen realwirtschaftlichen Reihen überprüfen.

3.2.3 OLS-Schätzung von Eingleichungsmodellen

3.2.3.1 Ökonometrische Eigenschaften der OLS-Schätzfunktion

Die Beschränkung auf einen bivariaten Ansatz konnte auf Dauer nicht befriedigen. Daher wurden Verfahren gesucht, welche die explizite Betrachtung der Einflüsse verschiedener Variablen gleichzeitig erlaubte. Die Regressionsanalyse stellt ein solches Verfahren dar.

Es seien wieder Reihen $(y_t)_{t=1,\dots,T}$, $(x_{it})_{t=1,\dots,T}^{i=1,\dots,K}$ definiert. Im einfachen linearen Fall lautet die Regressionsgleichung

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_K x_{Kt} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.8)$$

oder mit $y = (y_1 \dots y_T)'$, $x_i = (x_{i1} \dots x_{iT})'$, $\beta = (\beta_1 \dots \beta_K)'$, $\epsilon = (\epsilon_1 \dots \epsilon_T)'$, $X_t = (x_{1t} \dots x_{Kt})$ und $X = (x_1 \dots x_K)$

$$y = X\beta + \epsilon \quad (3.9)$$

Der OLS-Schätzer $\hat{\beta}$ minimiert

$$\min_{\hat{\beta}} \sum_{t=1}^T (y_t - X_t \hat{\beta})^2 \quad (3.10)$$

und ist gegeben durch

$$\hat{\beta} := \hat{\beta}_T = (X'X)^{-1}X'y \quad (3.11)$$

Erwartungswert und Varianz der Zufallsvariablen x_{it} müssen existieren. Für die eindeutige Existenz eines Schätzvektors muss bezüglich der *Realisationen* der x_{it} zusätzlich gelten

$$\text{Rang}(X'X) = K \quad (3.12)$$

Für die Konsistenz $\text{plim}_{T \rightarrow \infty}(\hat{\beta}_T - \beta) = 0$ muss gelten:

$$-\infty < \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{kt} < \infty \quad \forall k = 1, \dots, K \quad (3.13)$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{kt}^2 < \infty \quad \forall k = 1, \dots, K \quad (3.14)$$

$$E(\epsilon_t | X_t) = 0 \quad (3.15)$$

Soll die Schätzung auch effizient sein, müssen die Fehler seriell unkorreliert sein:

$$\text{Cov}(\epsilon_{t_1}, \epsilon_{t_2}) = 0, \quad t_1 \neq t_2 \quad (3.16)$$

Schließlich müssen die Varianzen der Fehler homoskedastisch sein:

$$\text{Var}(\epsilon_t) = \text{Var}(\epsilon_t|x_t) = \sigma_\epsilon^2 \quad \forall t \quad (3.17)$$

Zu beachten ist, dass bei Verletzung der Gleichung 3.15 nur das Absolutglied der Regressionsgeraden nicht mehr konsistent geschätzt wird. Erfüllen die ϵ die Voraussetzungen nicht, ist meistens nur die Effizienz der Schätzungen für β , nicht jedoch die Konsistenz betroffen. Funktionale Fehlspezifizierung und Ignorierung relevanter Variablen führen jedoch zu ernsthafter Verzerrung der Koeffizientenschätzungen.

Der *single-equation*-Ansatz modelliert immer nur eine Variable (y) als endogen. Die Limitierung des Ansatzes besteht darin, dass alle Variablen aus dem Vektor X_t als exogen behandelt werden. Dies stellt möglicherweise eine Missspezifikation dar, wenn tatsächlich einige der x_{it} in Wirklichkeit selbst endogen sind.

Sind die Fehler seriell korreliert oder heteroskedastisch, und ist die theoretische Varianz-Kovarianz-Matrix Σ der Fehler bekannt, kann das GLS-Verfahren (*generalized least squares*) angewendet werden. Hier wird die Schätzung mit Σ gewichtet:

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\Sigma^{-1}X)^{-1}X'\Sigma^{-1}y \quad (3.18)$$

In der Praxis dürfte Σ allerdings unbekannt sein. Verschiedene Verfahren entwickeln dann Schätzverfahren $\hat{\Sigma}$, um die Effizienz des OLS-Schätzers zu verbessern.

3.2.3.2 Eingleichungsmodelle in der Forschung

Rogers u. a. (1993) schätzen eine lineare Funktion für MIP mit den Regressoren Medien und einem Term, der soziale Interaktion modelliert. Sie finden für internationale Themen Iran, Golfkrieg und die GUS signifikante Koeffizienten für die Medienreihen. Dagegen sind für nationale Themen Inflation, Defizit und Rezession die Koeffizienten für die soziale Interaktion signifikant.

Behr und Iyengar (1985) schätzen für die Themen Inflation, Arbeitslosigkeit und Energiepreise zwei getrennte Gleichungen mit OLS. Zum einen werden Umfrageergebnisse nach dem wichtigsten Problem (MIP) auf vergangene Umfrageergebnisse, einen Medienindikator (M) und eine Realweltvariable (RW) regressiert. Zum anderen werden in einer getrennten Gleichung die Medienindikatoren (M) auf die verzögerten M, die Umfragen (MIP) und die Realwelt (RW) regressiert. Hier wäre eine gemeinsame endogene Betrachtung der Variablen angebracht. Demers u. a. (1989) vergleichen zwei Regressionen, bei denen zum einen Umfragen MIP auf Medienindikatoren M, zum anderen auf M, RW und einem multiplikativen Interaktionsterm ($M * RW$) regressiert werden.

Bei MacKuen u. a. (1992) finden sich mehrere seriell untersuchte Eingleichungsmodelle² zur Aufklärung des Verhältnisses zwischen Präsidentenbeliebtheit (*presidential approval*, *APP*), Konsumentenvertrauen (*index of consumer sentiment*, *ICS*), Realwirtschaft und Medien. Die Schätzgleichungen lauten

²Es wird zudem das Koyck-Verfahren angewendet, das eine unendliche Lagverteilung mit geometrisch abnehmenden Koeffizienten unterstellt. Auf die Technik dieses Verfahrens soll hier nicht näher eingegangen werden, vgl. aber etwa Assenmacher (2002), S. 253ff

$$\text{APP}_t = a_1 \text{APP}_{t-1} + a_2 \text{RW}_t + u_t \quad (3.19)$$

sowie

$$\text{APP}_t = a_1 \text{APP}_{t-1} + a_2 \text{RW}_t + a_3 \text{ICS}_t + u_t, \quad (3.20)$$

Analog werden für die erwartete wirtschaftlichen Situation EES die Gleichungen

$$\text{EES}_t = f(\text{RW}_t) \quad (3.21)$$

und

$$\text{EES}_t = f(\text{EES}_{t-1}, \text{RW}_t, \text{M}_t, \text{PPES}_t) \quad (3.22)$$

geschätzt. Zudem wird untersucht

$$\text{M}_t = f(\text{M}_{t-1}, \text{RW}_t), \quad (3.23)$$

und es wird insgesamt die Hypothese aufgestellt und angenommen, dass sich die Realwelt über den Kanal Medien auf die Erwartungen abbildet, welche wiederum signifikant die Präsidentenbeliebtheit bestimmen.³

Auch Nadeau u. a. (2000) benutzen mehrere verschiedene Eingleichungsmodelle für öffentliche Erwartungen bezüglich der Wirtschaftslage, Medieninhalte und Expertenmeinungen. Ihre Gleichungen spezifizieren ein Modell partieller Adaption der Form

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + u_t, \quad 0 < \alpha_1 < 1 \quad (3.24)$$

mit ca. 35 Beobachtungen, wobei y_t die Erwartungsvariable repräsentiert. Sie verzichten dabei auf statistische Verfahren zur Überprüfung der Stationarität der Reihen. Duch und Stevenson (2001) schätzen für europäische Länder i eine ECM-Gleichung der Form

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i - \delta(y_{i,t-1} - \tau x_{i,t}) + \beta_1 \Delta x_{i,t+1} + \epsilon_{i,t}, \quad (3.25)$$

wobei $y_{i,t}$ die Beobachtungen und x_{it} die Realisationen der ökonomischen Variablen bezeichnen. Dabei erlauben die Beobachtungen für verschiedene Länder einen Panel-Ansatz.

³Aus den Ergebnissen ergibt sich aber für die Einschätzung der persönlichen vergangenen ökonomischen Situation PPES genauso $\text{PPES}_t = f(\text{PPES}_{t-1}, \text{RW}_t)$, so dass sich ebenso die Hypothese, die Realwelt bilde sich vermittelt persönlicher Erfahrungen auf die Erwartungen ab, begründen ließe. Darüber hinaus erscheinen die Ergebnisse etwas widersprüchlich. Wenn Medien von Realwelt getrieben werden, und Meinung von Medien, und Meinung von Realwelt, wenn Medien nicht kontrolliert werden, sollte Meinung auch von Realwelt getrieben werden, wenn Medien kontrolliert werden. Da zusätzlich aber auch die persönliche vergangene Situation kontrolliert wird, liegt der Verdacht hier nahe, dass bei den Schätzungen Multikollinearität ein Problem war. Dafür spräche auch, dass in der Gleichung für die Meinung die Arbeitslosigkeit mit einem signifikanten, aber unplausiblen positiven Koeffizienten geschätzt wurde.

Bei Goidel und Langley (1995) findet sich ein FGLS-Ansatz (*feasible generalized least squares*), welcher die geschätzte Varianz-Kovarianz-Struktur der Residuen zu Effizienzverbesserung der Schätzer ausnutzt. Endogene Variable ist dort ein Indikator der Wirtschaftsberichterstattung. In Deutsche Bundesbank (2001) benutzen die Autoren die zweistufige Methode der kleinsten Quadrate, um die Korrelation der Regressanden mit den Fehlern zu kontrollieren. Holden und Peel (1977) überprüfen die Rationalität und andere Erwartungsbildungsfunktionen von Preiserwartungen mit mehreren Eingleichungsmodellen. Konsumfunktionen mit Vertrauensindikatoren als exogenen Variablen in Eingleichungsmodellen schätzen u.a. Parigi und Schlitzer (1997), Bram und Ludvigson (1998), Carroll u. a. (1994), Heilemann und Wenke (1993), Wenke (1991) und Acemoglu und Scott (1994). Acemoglu und Scott (1994) weisen auf mögliche Probleme bei der zeitlichen Aggregation von Reihen hin und schlagen eine zweistufige Instrumentenschätzung vor. Bei Carroll (1992) werden neben Konsum auch Sparquote und Neuverschuldung als endogene Variable untersucht.

3.2.4 Box-Jenkins-Methode

3.2.4.1 Ökonometrische Eigenschaften der *Box-Jenkins*-Methode

Sind einige der Voraussetzungen von OLS nicht erfüllt (Stationarität der stochastischen Regressoren, serielle Unkorreliertheit der Residuen), führt das Verfahren zu verzerrten Schätzungen. Mit der Box-Jenkins-Methode wurde ein Verfahren entwickelt, mit dem diese Probleme umgangen werden können. Die Methode soll hier nur kurz angerissen werden. Sie basiert darauf, für die in eine Analyse eingehenden Variablen ein $ARIMA(p,d,q)$ -Modell zu schätzen. Die Residuen aus dieser Schätzung sollten dann weißes Rauschen sein. Erst mit diesen Residuen werden dann weitere Analysen angestellt.

Zunächst wird die Integrationsordnung d der Reihe y bestimmt. Der Wert d bestimmt sich so, dass d -maliges Differenzieren der Reihe y einen stationären Prozess ergibt. Dann wird die Regressionsgleichung

$$(1 - L)^d y_t = \mu + \frac{1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q}{1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p} \epsilon_t \quad (3.26)$$

geschätzt. Die Residuen $\hat{\epsilon}_t$ dieser Regression stellen dann die neue Reihe dar.

Gegen das Vorweißen der Variablen können zwei Einwände geltend gemacht werden. Zwar erhält man angenehmere statistische Eigenschaften – Probleme von serieller Korrelation können nicht mehr auftreten. Allerdings ist die Filterung weit gehend atheoretisch. Die Residuen besitzen keine inhaltliche Bedeutung mehr. Zweitens werden durch die Filterung wichtige Informationen verschenkt. Es ist wohl angemessener, die zeitliche Dynamik, die durch die ARIMA-Filterung weit gehend entfernt wird, in dem Modell direkt zu modellieren, etwa mit einem VAR-Ansatz. Aus diesen Überlegungen heraus wird die Box-Jenkins-Methode in dieser Arbeit nicht verwendet.

3.2.4.2 Die Box-Jenkins-Methode in der Forschung

Das Box-Jenkins-Verfahren wird beispielsweise von Soroka (1999) angewendet. Dort werden dann mit den Residuen Grangerkausalitätstests durchgeführt. Bei Gonzenbach (1992) werden mit den Residuen

Kreuzkorrelationen gebildet. Bei Zhu u. a. (1993) werden die Residuen für eine neue OLS-Schätzung verwendet. Auch bei Dams (2003) findet die Box-Jenkins-Methode Anwendung. Dort werden sogenannte Transferfunktionen geschätzt, bei denen exogene Regressoren in die ARIMA-Spezifizierung einfließen. Bei Boomgarden und Vliegenthart (2004) wird ebenfalls die Box-Jenkins-Transfer-Modellierung angewendet. Die verwendeten Reihen sind dort entweder $I(1)$ oder $I(2)$ und weisen mehrere signifikante AR- und MA-Terme auf. Die Zeitverzögerung von Wirkungen beträgt in der Arbeit bis zu 7 Monate. Zwar wird dafür eine plausible Argumentation geführt, doch müsste überprüft werden, ob dieses Resultat auch ein Artefakt der angewendeten statistischen Verfahren sein könnte. Zudem kann nicht ganz überzeugen, dass die beiden endogenen Variablen Nachrichten und Wahlabsichten getrennt modelliert wurden, aber als exogene Variable in die Regression der jeweils anderen Variablen einfließen. Ein SUR-Ansatz hätte hier die gemeinsame Endogenität beider Variablen besser abgebildet.

3.2.5 Der Ansatz der scheinbar unverbundenen Regression (SUR)

3.2.5.1 Ökonometrische Eigenschaften der SUR-Methode

Sollen mehrere Variablen gleichzeitig als endogen betrachtet werden, liegen also mehrere Regressionsgleichungen der Form

$$y_1 = X_1\beta_1 + \epsilon_1 \quad (3.27)$$

$$\vdots \quad (3.28)$$

$$y_M = X_M\beta_M + \epsilon_M \quad (3.29)$$

vor, mit y_m, ϵ_m $T \times 1$ -Vektoren, X_m eine $T \times k_m$ -Matrix und β_m ein $k_m \times 1$ -Vektor von Koeffizienten, in kompakter Form also

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_M \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & X_M \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_M \end{pmatrix} \quad (3.30)$$

$$y = X\beta + \epsilon \quad .$$

Die Schätzung hängt nun von der Struktur der $MT \times MT$ -Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehler ϵ ab. In der einfachsten Form gilt:

$$V = E(\epsilon\epsilon') = \sigma^2(I_M \otimes I_T) = \sigma^2 I_{MT} \quad (3.31)$$

Nun können die Fehler wie im Fall der OLS-Schätzung seriell korreliert sein. Zusätzlich kann aber auch kontemporäre Heteroskedastie oder kontemporäre Korrelation der Residuen vorliegen. Im Fall von kontemporärer Heteroskedastie sind die Standardabweichungen σ_1 bis σ_M über die Gleichungen verschieden und es gilt

$$V = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_M^2) \otimes I_M \quad (3.32)$$

sind die Fehler zudem kontemporär korreliert, d.h. der Fehler der Gleichung ϵ_{it} korreliert mit dem Fehler ϵ_{jt} , $j \neq i$, gilt

$$V = \Sigma \otimes I_T \quad (3.33)$$

In der allgemeinsten Form gilt

$$V = \begin{pmatrix} \sigma_{11}\Sigma_{11} & \sigma_{12}\Sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M}\Sigma_{1M} \\ \sigma_{21}\Sigma_{21} & \sigma_{22}\Sigma_{22} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M2}\Sigma_{M2} & \cdots & & \sigma_{MM}\Sigma_{MM} \end{pmatrix} \quad (3.34)$$

Sind die Fehler kontemporär korreliert und heteroskedastisch (Gleichung 3.33), ist bei der Schätzung die SUR-Technik von Zellner anzuwenden. Der Schätzer für β lautet:

$$\hat{\beta}_{SUR} = (X'(\hat{\Sigma} \otimes I_T)^{-1}X)^{-1}X'(\hat{\Sigma} \otimes I_T)^{-1}y \quad , \quad (3.35)$$

wobei $\hat{\Sigma}$ eine konsistente Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix Σ ist. Sind allerdings einige Elemente der X_m endogene Variablen – Variablen, die mit den Fehlern ϵ_t korreliert sind –, sind diese OLS-, GLS- und SUR-Schätzungen verzerrt und ineffizient. Dann muss ein Instrumentenvariablen-Ansatz angewendet werden, bei dem im ersten Schritt Variablen identifiziert werden, die mit den Fehler unkorreliert, also prädeterminiert sind.

3.2.5.2 Die SUR-Methode in der Forschung

Die SUR-Methode kommt im Gegensatz zum VAR-Ansatz (vgl. Abschnitt 3.2.6) seltener zur Anwendung. Im Kontext dieser Arbeit erwähnenswert ist Soroka (2002a), der die SUR-Methode auf die drei endogenen Variablen Medien, öffentliche Agenda und politische Agenda anwendet. Aus theoretischen Gründen – die Veränderungen der Reihen seien wichtiger als die Niveaus – werden Differenzen der Ausgangsreihen verwendet.

3.2.6 VAR-Ansatz

3.2.6.1 Ökonometrische Eigenschaften des VAR-Ansatzes

Ein VAR-Modell ist eine spezielle Form eines SUR-Modells, bei dem in allen Gleichungen die Variablen auf der rechten Seite identisch sind. Zudem fließen die gelagten endogenen Variablen als Regressoren in das System ein. Mit $y_t = (y_{1t} \cdots y_{Mt})'$ kann die Gleichung also formuliert werden als

$$y_t = \sum A_i y_{t-i} + B X_t + \epsilon_t \quad (3.36)$$

Diese Form ist als reduzierte Form bekannt. Meistens werden ökonometrische Modelle zunächst aber in der strukturellen Form

$$\Gamma_0 y_t = \sum \Gamma_i y_{t-i} + \Pi X_t + u_t \quad (3.37)$$

formuliert, so dass $A_i = \Gamma_0^{-1}\Gamma_i$ und $\epsilon_t = \Gamma_0^{-1}u_t$. Die Fehler u_t der strukturellen Form sollen dabei nicht seriell korreliert sein. Sei die Varianz-Kovarianz-Matrix $E(u_t u_t') = \Sigma_u$. Dann ist

$$E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma(\epsilon_t) = \Sigma_\epsilon = \Sigma(\Gamma_0^{-1}u_t) = \Gamma_0^{-1'} \Sigma_u \Gamma_0^{-1} \quad (3.38)$$

Ohne zusätzliche Annahmen kann jetzt die Matrix Γ_0 nicht identifiziert werden. Für die kausale Interpretation der Ergebnisse von VAR-Schätzung hat dies weit reichende Konsequenzen. Der kontemporäre kausale Einfluss von y_{it} auf y_{jt} , $i \neq j$, ist aufgrund der Unidentifizierbarkeit von Γ_0 nicht festzustellen. Zudem ist nicht zu ermitteln, in welchem Ausmaß die Schocks u_{it} auf eine endogene Variable y_{it} mit den Schocks u_{jt} einer anderen Variablen y_{jt} korreliert sind.

Zunächst ist klar, dass für Gleichung 3.36 eine unendliche Vektor-Moving-Average-Darstellung

$$y_t = BX_t + \epsilon_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \Psi_\tau \epsilon_{t-\tau} \quad (3.39)$$

existiert. Dann können die Elemente $(\Psi_\tau)_{i,j}$ als Konsequenzen eines Anstieges von einer Einheit in dem Schock der j -ten Variablen zum Zeitpunkt t auf den Wert der i -ten Variablen zum Zeitpunkt $t + \tau$ gesehen werden. Mit anderen Worten,

$$\Psi_\tau = \frac{\partial y_{t+\tau}}{\partial \epsilon_t'} \quad (3.40)$$

Die Impulse-Response-Funktion ist dann die Entwicklung von $(\Psi_\tau)_{i,j}$ als Funktion von τ . Allerdings wird das Problem der kontemporären Korrelation der ϵ_t dabei ignoriert. Orthogonalisierte Impulse-Response-Funktionen transformieren die ϵ derart, dass sie zueinander orthogonal sind, also theoretisch nicht korrelieren.

Die Varianz-Kovarianz-Matrix Σ_u ist eine positiv definit symmetrische Matrix. Für solche Matrizen existiert eine Zerlegung $\Sigma_u = ADA'$, so dass A eine untere Dreiecksmatrix und $D = \text{diag}(d_1, \dots, d_M)$. Deshalb kann ein orthogonaler Vektor u_t^* konstruiert werden durch

$$u_t^* = A^{-1} \epsilon_t \quad (3.41)$$

Für u_t^* gilt

$$\Sigma_{u^*} = E(u_t^* u_t^{*'}) = D \quad (3.42)$$

Wird angenommen, dass die Fehler u_t des strukturellen Modells nicht kontemporär korreliert sind, kann also eine Matrix A gefunden werden, welche der Funktion der Matrix Γ_0 der strukturellen Parameter ähnelt. Dabei ist die Matrix Γ_0 aber nicht auf die Form einer unteren Dreiecksmatrix restringiert. Hier wird also a-priori eine kausale Ordnung der Variablen auferlegt. Daher ist bei diesem Verfahren kritisch, dass die Matrix A und damit die Impulse-Response-Funktionen von der Anordnung der Variablen abhängt.

Für die Cholezky-orthogonalisierte Impulse-Response-Funktion gilt:

$$\frac{\partial y_{t+\tau}}{\partial u_{j,t}^*} = \Psi_\tau A e_j \quad (3.43)$$

wobei e_j ein Vektor mit dem Wert 1 an der j -ten Stelle und den Werten 0 an allen anderen Stellen ist. Eine alternative Berechnung schlagen Pesaran und Shin (1998) vor. Hier wird die Impulse-Response-Funktion berechnet als

$$\frac{\partial y_{t+\tau}}{\partial u_{j,t}^*} = \sigma_{\epsilon_{jj}}^{-1} \Psi_{\tau} \Sigma_{\epsilon} e_j, \quad \sigma_{\epsilon_{jj}} = \sqrt{e_j' \Sigma_{\epsilon} e_j} \quad . \quad (3.44)$$

Der Vorteil dieses Verfahrens ist die Invarianz gegenüber der Anordnung der Variablen. Es kann zudem eindeutig aus der empirischen Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehler geschätzt werden. Anschaulich gesprochen berechnet es eine Matrix Γ_0^* derart, dass kausale Einflüsse auf die Variablen verteilt werden. Darüber hinaus nähert es sich umso stärker der normalen Choletzky-Dekomposition an, je schwächer die Fehler empirisch korrelieren. In den Analysen dieser Arbeit wird die generalisierte Impulse-Response-Funktion verwendet. Es ist möglich, die asymptotische Verteilung der Ableitungen anzugeben. Eine Herleitung, die den Fall von kointegrierten System einschließt, findet sich bei Pesaran und Shin (1998) im Appendix.

Die VAR-Methodologie eröffnet der empirischen Analyse zwei große Vorteile gegenüber dem herkömmlichen *single equation*-Ansatz: Ein strukturelles Modell muss nicht a priori spezifiziert werden, die Verzerrung durch möglicherweise unkorrekte Null-Restriktionen entfällt. Da zweitens theoretisch die kontemporären Innovationen mit allen Regressoren unkorreliert sind, kann das System ohne weiteres mit OLS geschätzt werden. Der Preis für diese Vorteile ist zum einen die Ineffizienz der Parameterschätzungen, so dass einzelne Koeffizienten und deren geschätzte Standardfehler meist kaum sinnvoll interpretiert werden können. Zum zweiten ist es ohne zusätzliche Annahmen im Allgemeinen nicht möglich, aus der reduzierten Form – welches ein VAR ja darstellt – auf die zugrunde liegende strukturelle Form zu schließen. Wie Freeman u. a. (1989) darstellen:

SEQ [conventional simultaneous equation] and VAR [vector autoregression] modeling rest on different assumptions about what we presently know and what we can know about the nature of social reality. SEQ modelers presume that our theories are relatively well developed, or that we know quite a bit about social reality.... This knowledge is reflected in the strong, zero-order restrictions that SEQ modelers impose on their equations, for example, in the exogeneity and lag specifications in their equations... VAR modelers assume, in contrast, that our theories are relatively undeveloped, or that our understanding of social reality is severely limited. (Freeman u. a., 1989, S. 853-4, Zitiert nach Bartels und Brady (1993), S. 126)

3.2.6.2 Der VAR-Ansatz in der Forschung

Für eine Abschätzung von Agenda-Setting-Effekten verwendet Soroka (2000) im Rahmen einer VAR-Analyse eine Dekomposition der Residual-Varianz-Kovarianzmatrix, welche dem System eine theoretische Struktur auferlegt. Während alle anderen kontemporären Korrelationen auf 0 restringiert werden, wird den Schocks für den Indikator US-amerikanischer Medien erlaubt, kontemporär Einfluss auf kanadische Medien zu entfalten. Dies impliziert die Annahme, dass alle anderen Wechselwirkungen nur mit einem Monat Verzögerung auftreten können. In der Studie wird auch darauf hingewiesen, dass F-Tests auf gemeinsame Signifikanz (Grangerkausalitätstests) Ergebnisse verdecken können, die aufgrund signifikanter Einflüsse einzelner Lags auftreten können. Also könne die Analyse der Impulse-Response-Funktion andere Ergebnisse hervorbringen als die Betrachtung von F-Tests.

Der Ansatz bei Smith (1987), ein VAR mit 3 endogenen Variablen, jährlicher Frequenz der Daten und 8 Zeitpunkten zu schätzen, dürfte wohl kaum angemessen sein. Auch Wu u. a. (2002) benutzen ein trivariates VAR-Modell, um die Wechselwirkungen zwischen der Einschätzungen der Wirtschaftslage, Medien und einem Realwelt-Indikator zu überprüfen. Matsusaka und Sbordone (1995) schätzen ein trivariates VAR mit den Variablen GDP, einem Frühindikator und Konsumentenvertrauen. Kumar u. a. (1995) schätzen ein VAR für verschiedene Konsumausgaben und testen die Prognosegenauigkeit der Modelle. Bei Eppright u. a. (1998) finden sich 80 verschiedene trivariate VARs, welche die Relevanz von Vertrauensindikatoren für andere ökonomische Zeitreihen untersuchen.

3.2.7 Grangerkausalität

3.2.7.1 Ökonometrische Eigenschaften der Grangerkausalität

Grangerkausalität ist in der ursprünglichen Form eine spezielle Auswertung von bivariaten VAR-Modellen ohne exogene Variablen. Eine Reihe x ist grangerkausal zu y , wenn sie zu einer Prognoseverbesserung von y beiträgt. Formal, eine Variable x ist nicht grangerkausal zu y , falls gilt:

$$MSE \left[\hat{E}(y_{t+s} | y_t, y_{t-1}, \dots) \right] = MSE \left[\hat{E}(y_{t+s} | x_t, x_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots) \right] \quad (3.45)$$

Äquivalent kann dann gesagt werden, dass y exogen in Hinsicht auf x ist.

Ein einfacher Test auf Abwesenheit von Grangerkausalität ist ein F-Test für die Koeffizienten einer üblichen OLS-Schätzung. Sei die Schätzgleichung

$$y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} + \epsilon_t \quad , \quad (3.46)$$

so ist x nicht grangerkausal für y , wenn die Nullhypothese

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (3.47)$$

nicht verworfen werden kann.

Das Problem bei Grangerkausalitätstest ist die starke Abhängigkeit der Ergebnisse von der Wahl der Laglänge p , vgl. Hamilton (1994), S. 305. Häufig werden dann die Ergebnisse der Tests bei verschiedenen Lag-Längen angegeben. Im Falle von widersprüchlichen Ergebnissen fällt dann die Interpretation schwer. Zudem wird die Beschränkung auf bivariate Grangerkausalitätstests in den meisten Fällen Fehlspezifikation und damit einen *omitted variable*-Bias produzieren.

3.2.7.2 Grangerkausalität in der Forschung

MacKuen u. a. (1992) verwenden bivariate Grangerkausalitätstests, um die kausalen Wechselwirkungen zwischen Beliebtheit des Präsidenten, ökonomischen Einstellungen und ökonomischer Realität zu untersuchen. Für die Untersuchung von Beliebtheit, ökonomischen Einstellungen und ökonomischer Realität wird auch ein trivariater Ansatz versucht. Blood und Phillips (1995) untersuchen die Wechselwirkungen

zwischen Konsumentenvertrauen, Wirtschaftslage, Präsidentenbeliebtheit und Wirtschaftsberichterstattung mit bi- bzw. trivariaten Grangerkausalitätstests. Dabei wird mögliche Kointegration der Variablen kontrolliert.

3.2.8 Kointegration

3.2.8.1 Ökonometrische Eigenschaften kointegrierter Systeme

Ein $k \times 1$ -vektorieller Zufallsprozess $(y_t)_{t=1 \dots T}$ ist kointegriert, wenn jede der k Zeitreihen $(y_{i,t})_{t=1 \dots T}$ jeweils einem Einheitswurzelprozess folgt (also $I(1)$ ist) und eine Linearkombination $\beta'y$ existiert für ein $r \times k$ -Vektor $\beta \neq 0$, sodass $\beta'y$ stationär ist (vgl. Hamilton, 1994, S. 571). Ein kointegriertes System

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \epsilon_t \quad (3.48)$$

besitzt die *Error-Correction*-Darstellung (ECM)

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + Bx_t + \epsilon_t \quad (3.49)$$

Die Matrix Π ist von Rang r mit $r < k$. Nach dem *Granger representation theorem* existiert eine $k \times r$ -Matrix α mit Rang r derart, dass

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3.50)$$

Der Rang r der Matrizen α und β gibt die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen y an. Die Zeilen der $r \times k$ -Matrix β sind die Kointegrationsvektoren. Die Elemente der Matrix α werden als Anpassungsparameter bezeichnet.

Die Kointegrationsbeziehungen können als Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Variablen interpretiert werden. Die Parameter der Matrix α bezeichnen dann die Reaktion von Δy_t auf Abweichungen vom Gleichgewicht. Auf die teilweise komplizierten Schätzverfahren sei hier nicht näher eingegangen.

Einfache Differenzenbildung zur Entfernung von Nichtstationarität und anschließende Schätzung eines VARs verschwendet wertvolle Informationen, wenn die Reihen tatsächlich kointegriert sind. ECMs bilden demgegenüber die Idee ab, dass zwischen Variablen Gleichgewichtszustände herrschen und dass das System sich im Zeitverlauf diesem Gleichgewicht anpassen sollte.

3.2.8.2 Kointegrierte Modelle in der Forschung

In den Politikwissenschaften wurden Verfahren für kointegrierte Zeitreihen insbesondere in der Form von Error-Correction-Modellen bereits in den frühen 1990er Jahren fruchtbar gemacht. Vergleiche dafür etwa die theoretischen Aufsätze von Ostrom und Smith (1993) oder Durr (1993). Bei Durr (1993) werden die Zusammenhänge zwischen politischen Einstellungen und ökonomischen Einstellungen untersucht. Bei Ostrom und Smith (1993) fließen die drei Variablen *presidential approval*, Arbeitslosigkeit und Inflation in das Modell ein. Beck (1991) vergleichen verschiedene Modelle für die Variable *presidential approval* und gelangen zu dem Schluss, dass ein EC-Modell die Variable am genauesten erklärt.

Clarke und Marianne (1994) zeigen, dass das Ergebnis von MacKuen u. a. (1992) möglicherweise durch fehlende Berücksichtigung von Nichtstationarität und Kointegration verzerrt wird. Während MacKuen u. a. (1992) die Irrelevanz retrospektiver ökonomischer Einschätzungen für politische Einstellungen beobachten und zu einem Modell rationaler Erwartungen gelangen, schätzen Clarke und Marianne (1994) zunächst die Kointegrationsbeziehung zwischen Präsidentenbeliebtheit und prospektiven Erwartungen der Wirtschaftslage,

$$\xi_t = \text{APP}_t - \alpha_0 - \alpha_1 \text{EES}_t \quad (3.51)$$

und spezifizieren dann einen Fehlerkorrekturmechanismus

$$\Delta \text{APP}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{APP}_{t-1} + \beta_2 \Delta \text{EES}_t + \beta_3 \text{PES}_t + \beta_4 \text{EPS}_t + \beta_5 \text{PPS}_t + \beta_6 \xi_{t-1} + \beta_7 \text{RW}_t + \epsilon_t \quad (3.52)$$

für die Präsidentenbeliebtheit⁴.

Einer ähnlichen Diskussion mit wirtschaftswissenschaftlichem Hintergrund hat zwischen den Arbeiten von Huth u. a. (1994), Garner (1991) und Chopin und Darrat (2000) stattgefunden. Auch hier kritisieren Chopin und Darrat (2000) die mangelnde Berücksichtigung von Nichtstationarität und langfristigen Zusammenhängen zwischen Indizes des Konsumentenvertrauens und ökonomischen Variablen. Bei der Untersuchung der Variablen ICS, Einzelhandelsumsätze, 3-Monats-Zinsen, Geldmenge, Inflation, Verfügbares Einkommen und dem Dow Jones Industrial Aktienindex ermitteln die Autoren des letztgenannten Beitrages 3 Kointegrationsbeziehungen. Das resultierende komplexe *Error-Correction*-Modell (mit variabler Laglänge jeder einzelnen erklärenden Variable) erlaubt dann mittels F-Tests Aussagen über grangerkausale Beziehungen zwischen den Variablen.

3.2.9 Prognose und Simulation

Die bisher vorgestellten Schätzverfahren basieren auf der Einpassung empirisch beobachteter Werte in eine quadratische Kriterienfunktion. Eine gute Einpassung muss aber nicht notwendigerweise etwas über die Performance eines Modells aussagen, wenn es darum geht, zukünftige Werte für Zeitpunkte T zu prognostizieren, die außerhalb des Stützzeitraums $[1, T_1]$ der Regression liegen. Häufig wird bei Modellen ein guter *fit* im Sinne einer maximalen erklärten Varianz beobachtet, wohingegen die Prognosen schlechte Eigenschaften aufweisen.

In der vorliegenden Arbeit werden daher die Regressionen durch Monte-Carlo-Simulationen überprüft. Dabei kommen *in-sample*-Prognosen genauso wie *out-of-sample*-Prognosen zum Einsatz. Darüber hinaus werden drei verschiedene Verfahren angewendet: Die statische, die quasi-statische und die dynamische Prognose. Sei ein Modell für eine endogene Variable gegeben durch

$$y_t = \beta X_t + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.53)$$

⁴Dabei stehen EES für *expected economic situation*, PES für *past economic situation*, EPS für *expected personal situation* und PPS für *past personal situation*. RW steht für andere Realweltindikatoren.

Nun seien die X_t , $t = 1, \dots, T$ bekannt. Die statische Simulation bietet aufgrund eines bekannten Wertes von y_{t-1} eine *one-period-ahead*-Prognose

$$\tilde{y}_t^s = \tilde{E}(y_t | X_t, y_{t-1}) = \hat{\beta}X_t + \hat{\alpha}y_{t-1} \quad (3.54)$$

Die quasi-dynamische Prognose berechnet ausgehend von einem bekannten Startwert $\tilde{y}_{T_0}^{qd} = y_{T_0}$ iterativ

$$\tilde{y}_t^{qd} = \tilde{E}(y_t | X_t, \tilde{y}_{t-1}^{qd}) = \hat{\beta}X_t + \hat{\alpha}\tilde{y}_{t-1}^{qd}, \quad t > T_0 \quad (3.55)$$

Die dynamische Prognose behandelt auch die X_t als endogen, so dass auch diese aus einem Modell simuliert werden müssen.

Zur Güteabwägung von Modellen können dann statistische Kennwerte der simulierten Reihen mit Simulationen aus alternativen Modellen verglichen werden.

3.2.10 Rechnerische Durchführung der Methoden am Beispiel

Die oben diskutierten und ab Kapitel 4 angewendeten Verfahren sollen hier an einem instruktiven Beispiel detailliert vorgeführt werden. Ziel dieses Abschnittes ist es, nach Möglichkeit Intuition für die verwendeten Verfahren zu erzeugen.

3.2.10.1 Daten

Betrachtet seien die Zeitreihen der Politikerbeliebtheit für Joschka Fischer (S05, TVS, WOS). Mit S05 wird die Reihe der mittleren Beliebtheit aus den Umfragen (-5 bis +5) bezeichnet, TVS und WOS bezeichnen das Saldo aus positiven und negativen Aussagen in TV und Wochenprintmedien. Die Reihen TVS2 und WOS2 kennzeichnen die Reihen, die durch die Eliminierung der Ausreißer zustandekommen: Die Abweichung der Werte vom Mittelwert der jeweiligen Reihe wird auf 2 Standardabweichungen begrenzt. Zudem werden Dummies konstruiert, um folgende Effekte einzufangen:

- Der Dummy DREG nimmt den Wert 0 für $T = 1995:1, \dots, 1999:4$ und 1 sonst an. Er fängt den Effekt der Regierungszeit ein. Die Benutzung dieses Dummies ist notwendig, da sich der Mittelwert der Reihe S05 ab dem Jahr 1998 deutlich und nachhaltig nach oben verschiebt.
- Der Dummy DINT nimmt den Wert 0 für $T = 1995:1, \dots, 1998:10$ und $T = 1999:4, \dots, 2001:12$ und 1 sonst an. Er fängt den Effekt der Übergangszeit nach der Wahl im Oktober 1998 und den ersten Wochen der neuen Regierung ein.
- Der Dummy DTER nimmt den Wert 1 für $T = 2001:1$ und $2001:2$ und 0 sonst an. Er indiziert die Kampagne um die terroristische Vergangenheit Fischers.

Mit diesem Zahlenmaterial werden zunächst Tests auf Grangerkausalität durchgeführt. Im Anschluss daran finden sich die Spezifikation und Schätzung eines vektorautoregressiven Modells.

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	Year
1995													1995
S05	0.68	0.74	0.79	0.85	0.71	0.76	0.81	0.79	0.78	0.47	0.69	0.65	0.73
TVS	0.13	1.78	0.16	0.00	0.20	0.47	-0.31	0.96	0.53	-0.49	-0.47	-2.29	0.06
TVS2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
W0S	-0.32	1.45	1.82	2.72	6.74	0.40	2.33	-5.59	-0.45	1.40	0.56	2.72	1.15
W0S2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
1996													1996
S05	0.60	0.54	0.42	0.43	0.45	0.47	0.49	0.51	0.59	0.66	0.48	0.51	0.51
TVS	0.00	-1.31	0.16	0.31	-1.04	-0.09	0.00	-0.20	-0.36	-0.33	0.93	0.22	-0.14
TVS2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
W0S	2.35	-1.74	0.01	-3.42	-1.36	0.93	0.00	2.73	2.90	0.40	-1.57	-1.07	0.01
W0S2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
1997													1997
S05	0.77	0.46	0.67	0.52	0.64	0.61	0.74	0.86	0.47	0.67	0.53	0.62	0.63
TVS	0.20	-0.62	-0.31	0.36	0.00	-0.18	0.00	0.00	0.00	0.20	5.04	0.71	0.45
TVS2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	4.75	--	
W0S	-0.30	1.35	0.89	2.66	0.65	0.55	0.75	-2.22	0.20	1.07	0.73	1.26	0.63
W0S2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
1998													1998
S05	0.77	0.58	0.47	0.22	0.38	0.65	0.43	0.38	0.35	0.82	1.56	1.39	0.67
TVS	-0.16	0.00	0.67	0.33	-0.33	0.40	0.40	0.00	0.29	6.29	0.51	2.64	0.92
TVS2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	4.75	--	--	
W0S	0.30	1.77	-3.17	-7.29	-0.12	1.53	-12.07	-5.94	-0.80	-0.48	4.10	-0.95	-1.93
W0S2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
1999													1999
S05	1.26	1.40	1.69	2.43	2.22	2.29	2.32	2.19	2.16	2.01	1.77	2.23	2.00
TVS	0.71	0.56	0.87	2.09	-0.04	2.09	2.89	-0.56	-0.27	-7.44	0.53	0.20	0.14
TVS2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	-4.29	--	--	
W0S	3.57	-0.90	-3.51	-2.43	-8.51	-3.70	-0.98	0.44	-6.43	-19.07	-2.87	-3.10	-3.96
W0S2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
2000													2000
S05	2.18	1.76	1.69	1.81	1.81	1.64	1.89	2.07	1.83	1.70	1.96	2.28	1.88
TVS	0.31	-0.11	-3.09	-1.04	3.67	4.02	0.29	0.84	-0.18	-2.56	-1.07	0.71	0.15
TVS2	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	
W0S	-0.95	-1.74	-16.58	-11.80	-26.81	-2.09	-2.48	-2.21	-1.28	0.97	-3.91	1.96	-5.58
W0S2	--	--	--	--	-21.94	--	--	--	--	--	--	--	
2001													2001
S05	1.78	1.77	1.84	1.69	1.61	2.09	2.26	2.08	1.91	2.44	2.27	2.47	2.02
TVS	-10.42	-6.96	1.40	1.67	-0.31	3.56	1.07	5.13	-0.16	3.13	1.93	0.40	0.04
TVS2	-4.29	-4.29	--	--	--	--	--	4.75	--	--	--	--	
W0S	-62.56	-40.56											
-13.06	-4.46	-1.00	0.05	-1.76	17.46	5.08	10.95	-3.07	-1.35	-7.86			
W0S2	-21.94	-21.94	--	--	--	--	--	16.93	--	--	--	--	

Anm.: -- signalisiert Gleichheit von TVS und TVS2 bzw. W0S und W0S2

3.2.10.2 Grangerkausalität

Wie in Abschnitt 3.2.7 beschrieben, bedeutet Grangerkausalität nichts anderes als die Ablehnung der Nullhypothese bestimmter Koeffizientenrestriktionen mittels F - bzw. χ^2 -Test. Die einzelnen Gleichungen werden wie üblich mit einfachem OLS geschätzt. Im Folgenden soll das Verfahren für den Fall einer VAR-Gleichung mit 2 Lags vorgeführt werden. Die Gleichung für die Variable S05 lautet:

$$S05_t = \beta_1 + \beta_2 S05_{t-1} + \beta_3 S05_{t-2} + \beta_4 TVS_{t-1} + \dots + \beta_7 WOS_{t-2} + \epsilon_t \quad (3.56)$$

Mit den Definitionen

$$y := \begin{pmatrix} S05_1 \\ \vdots \\ S05_T \end{pmatrix}, \quad X := \begin{pmatrix} 1 & S05_0 & S05_{-1} & TVS_0 & \cdots & WOS_{-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & S05_{T-1} & S05_{T-2} & TVS_{T-1} & \cdots & WOS_{T-2} \end{pmatrix}, \quad \beta := (\beta_1 \cdots \beta_7)'$$

ist die OLS-Schätzung $\hat{\beta}$ bei $T = 82$ Beobachtungen⁵ und $k = 7$ Koeffizienten gegeben durch

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (3.57)$$

Mit $\hat{\epsilon} = y - X\hat{\beta}$ ist der geschätzte Standardfehler der Regression gegeben durch

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_t}^2 = \frac{1}{T-k} \hat{\epsilon}'\hat{\epsilon} \quad (3.58)$$

Die Varianz-Kovarianz-Matrix $\Sigma(\beta)$ kann geschätzt werden durch

$$\hat{\Sigma}(\beta) = \hat{\sigma}_{\epsilon_t}^2 (X'X)^{-1} \quad (3.59)$$

Der Grangerkausalitätstest für TVS ist nun die formale Überprüfung der Hypothese $\beta_4 = \beta_5 = 0$, für WOS entsprechend $\beta_6 = \beta_7 = 0$ mittels üblichem Wald-Test. In allgemeiner Form formuliert, ist das Modell gegeben durch

$$y = f(\beta) + \epsilon \quad (3.60)$$

und soll die Hypothese

$$H_0 : g(\beta) = 0, \quad g : \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^q \quad (3.61)$$

getestet werden, so ist die Wald-Statistik

$$W = g(\beta)' \left(\frac{\partial g(\beta)}{\partial \beta} \hat{\Sigma}(\beta) \frac{\partial g(\beta)}{\partial \beta'} \right)^{-1} g(\beta) \Big|_{\beta=\hat{\beta}} \quad (3.62)$$

asymptotisch χ^2 -verteilt mit q Freiheitsgraden. Sind die ϵ_t zudem normalverteilt, ist die Statistik W/q sogar exakt F -verteilt mit q Zähler- und $T - k$ Nenner-Freiheitsgraden. Im klassischen linearen Fall - wie hier - und einer linearen Restriktion $g(\beta) = G\beta$ für eine $q \times k$ -Matrix G reduziert sich Gleichung 3.62 zu

$$W = \beta' G' \left(G \hat{\Sigma}(\beta) G' \right)^{-1} G\beta \Big|_{\beta=\hat{\beta}} \quad (3.63)$$

⁵Der Zeitindex $t = 1$ entspricht der Beobachtung vom März 1995, da zwei Beobachtungen für den Vorlauf benötigt werden.

Soll etwa die Grangerkausalität von TVS getestet werden, wird die Matrix G wie folgt gewählt:

$$G = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (3.64)$$

Aus der OLS-Schätzung ergeben sich

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} 0.058457 \\ 0.838457 \\ 0.122313 \\ 0.014743 \\ 0.008226 \\ -0.001464 \\ -0.001243 \end{pmatrix} \quad (3.65)$$

$$\hat{\Sigma}(\beta) = \begin{pmatrix} 0.00270 & -0.00080 & -0.00095 & -0.00001 & 0.00003 & -0.00001 & -0.00001 \\ -0.00080 & 0.01441 & -0.01388 & -0.00032 & -0.00008 & -0.00004 & 0.00004 \\ -0.00095 & -0.01388 & 0.01502 & 0.00024 & -0.00005 & 0.00008 & -0.00001 \\ -0.00001 & -0.00032 & 0.00024 & 0.00024 & -0.00003 & -0.00004 & 0.00001 \\ 0.00003 & -0.00008 & -0.00005 & -0.00003 & 0.00023 & 0.00000 & -0.00003 \\ -0.00001 & -0.00004 & 0.00008 & -0.00004 & 0.00000 & 0.00002 & -0.00001 \\ -0.00001 & 0.00004 & -0.00001 & 0.00001 & -0.00003 & -0.00001 & 0.00001 \end{pmatrix} \quad (3.66)$$

Die quadratische Form $G\hat{\Sigma}(\beta)G'$ extrahiert aus der Matrix $\hat{\Sigma}(\beta)$ eine 2×2 Submatrix, welche aus der 4. und 5. Zeile und der 4. und 5. Spalte der Ursprungsmatrix besteht. Daher:

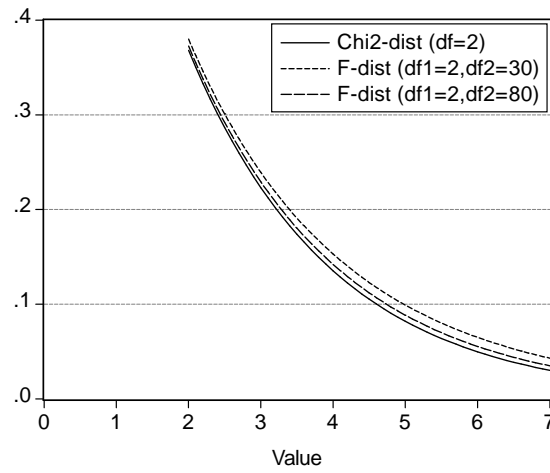
$$W = \begin{pmatrix} 0.014743 & 0.008226 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.00024 & -0.00003 \\ -0.00003 & 0.00023 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0.014743 \\ 0.008226 \end{pmatrix} = 1.381095 \quad (3.67)$$

Der kritische χ^2 -Wert für ein Signifikanzniveau von $\alpha = 10\%$ und $df = 2$ Freiheitsgraden lautet $\chi^2_{2;10\%} = 4,61$. Damit wird die Null-Hypothese $\beta_4 = \beta_5 = 0$ nicht verworfen, und TVS ist nicht grangerkausal zu S05. Der p-Wert beträgt 50,13%, d.h. $\chi^2_{2;50,13\%} = W$.

Die Teststatistik $F = W/2$ ist F-verteilt mit q Zähler- und $T - k$ Nennerfreiheitsgraden, sofern ϵ normalverteilt ist. Im vorliegenden Fall ist also $F = 0.690547$. Es ist $T = 82$ und $k = 7$; der kritische Wert für $\alpha = 0,1$, $df1 = 2$ und $df2 = 75$ ist gegeben durch $F_{2;75;10\%} = 2,3747$. Wie zu erwarten, wird damit die H_0 ebenfalls nicht verworfen. Der F-Wert entspricht einem Wahrscheinlichkeitswert von 50,45%, d.h. $F_{2;72;50,45\%} = W/2$.

Grundsätzlich gilt $df1 \cdot F_{df1;df2;\alpha} \geq \chi^2_{df1;\alpha}$, so dass es immer leichter ist, mit dem χ^2 -Test die H_0 zu verwerfen, d.h. Grangerkausalität nachzuweisen. Ist also gesichert, dass die Residuen normalverteilt sind, sollte der konservativere F-Test herangezogen werden. Grafik 3.1 zeigt den Verlauf von χ^2 - und F -Verteilungen für verschiedene Freiheitsgrade.

Für WOS lässt sich analog errechnen $W = 0.368458$, so dass die H_0 ebenfalls nicht verworfen wird. Die p -Werte sind hier entsprechend 83,17% für den χ^2 -Test und 83,21% für den F -Test.

Abbildung 3.1: Vergleich von χ^2 - und F -Verteilung

3.2.10.3 VAR-Schätzung

Es zeigt sich, dass die trivariate Herangehensweise aufgrund des Strukturbruchs in 1998 unzulänglich ist. Daher erfolgt eine Respezifikation des Modells 3.56. Die Regressoren TVS und WOS werden durch die um Ausreißer bereinigten Reihen TVS2 und WOS2 ersetzt und die drei Dummyvariablen in die Gleichung aufgenommen. Die OLS-Gleichung für S05 lautet nun:

$$S05_t = \beta_1 + \beta_2 S05_{t-1} + \beta_3 S05_{t-2} + \beta_4 TVS2_{t-1} + \dots + \beta_8 DREG_t + \beta_9 DINT_t + \beta_{10} DTER_t + \epsilon_t \quad (3.68)$$

Nun seien X und β abweichend definiert als

$$X := \begin{pmatrix} 1 & S05_2 & S05_0 & TVS2_{-1} & \cdots & DTER_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & S05_{T-1} & S05_{T-2} & TVS2_{T-1} & \cdots & DTER_T \end{pmatrix}, \quad \beta := (\beta_1 \cdots \beta_{10})'$$

Der OLS-Schätzer $\hat{\beta}$ ergibt sich als

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} 0.514635 \\ 0.260817 \\ -0.127425 \\ 0.001159 \\ 0.007300 \\ 0.005267 \\ 0.009492 \\ 1.305918 \\ 0.716108 \\ -0.239668 \end{pmatrix} \quad (3.69)$$

und die Varianz-Kovarianzmatrix als

$$\hat{\Sigma}(\beta) = \begin{pmatrix} 0.00581 & -0.00546 & -0.00313 & 0.00002 & -0.00001 & 0.00004 & 0.00009 & 0.01174 & 0.00439 & 0.00072 \\ -0.00546 & 0.01427 & -0.00496 & -0.00021 & 0.00011 & -0.00010 & -0.00011 & -0.01400 & -0.00713 & -0.00039 \\ -0.00313 & -0.00496 & 0.01013 & 0.00014 & -0.00013 & 0.00003 & -0.00005 & -0.00691 & -0.00137 & -0.00088 \\ 0.00002 & -0.00021 & 0.00014 & 0.00019 & -0.00002 & -0.00002 & 0.00001 & 0.00000 & -0.00019 & 0.00023 \\ -0.00001 & 0.00011 & -0.00013 & -0.00002 & 0.00018 & -0.00001 & -0.00002 & -0.00013 & -0.00024 & 0.00010 \\ 0.00004 & -0.00010 & 0.00003 & -0.00002 & -0.00001 & 0.00002 & -0.00001 & 0.00015 & 0.00009 & 0.00007 \\ 0.00009 & -0.00011 & -0.00005 & 0.00001 & -0.00002 & -0.00001 & 0.00002 & 0.00027 & 0.00009 & -0.00006 \\ 0.01174 & -0.01400 & -0.00691 & 0.00000 & -0.00013 & 0.00015 & 0.00027 & 0.03250 & 0.01344 & 0.00058 \\ 0.00439 & -0.00713 & -0.00137 & -0.00019 & -0.00024 & 0.00009 & 0.00009 & 0.01344 & 0.01306 & 0.00012 \\ 0.00072 & -0.00039 & -0.00088 & 0.00023 & 0.00010 & 0.00007 & -0.00006 & 0.00058 & 0.00012 & 0.01798 \end{pmatrix} \quad (3.70)$$

Zunächst werden einige einfache Kennziffern der Regression berechnet. Ein Maß für den Erklärungsgehalt des Modells ist die erklärte Varianz R^2 , die sich aus dem Verhältnis der geschätzten Varianz der Residuen und der Varianz des Regressanden errechnet:

$$R^2 = 1 - \frac{\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon}}{(y - \bar{y})'(y - \bar{y})} \quad (3.71)$$

Da die Inklusion zusätzlicher Regressoren in das Modell den Wert für R^2 immer erhöhen wird, wird eine um die Anzahl der Regressoren korrigiert Version (\bar{R}^2) verwendet:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{T - 1}{T - k} \quad (3.72)$$

Mit einigen einfachen Rechenoperationen ist leicht zu sehen, dass

$$R^2 = 1 - \frac{2.244701}{41.66130} = 0.946120, \quad \bar{R}^2 = 1 - (0.05388) \frac{81}{72} = 0.939385 \quad (3.73)$$

Nun soll, analog zu Abschnitt 3.2.7, die jeweils gemeinsame Signifikanz der Koeffizienten der Medienvariablen untersucht werden. Dazu wird wieder die Wald-Statistik für den Test $\beta_4 = \beta_5 = 0$ bzw. $\beta_6 = \beta_7 = 0$ berechnet. Es ist

$$W = \begin{pmatrix} 0.001159 & 0.007300 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.00019 & -0.00002 \\ -0.00002 & 0.00018 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0.001159 \\ 0.007300 \end{pmatrix} = 0.315362 \quad (3.74)$$

Der kritische χ^2 -Wert für ein Signifikanzniveau von $\alpha = 10\%$ und $df = 2$ Freiheitsgraden lautet wie oben $\chi^2_{2;10\%} = 4,61$. Damit wird die Null-Hypothese $\beta_4 = \beta_5 = 0$ nicht verworfen, und die Koeffizienten von TVS2 sind gemeinsam nicht signifikant von 0 verschieden. Der p-Wert beträgt 85,4%, d.h. $\chi^2_{2;85,4\%} = W$. Die F-Statistik $F = W/2$ beträgt 0.157681, der kritische Wert liegt bei $F_{2;72;10\%} = 2,3778$. Wie zu erwarten, wird damit die H_0 ebenfalls nicht verworfen. Der F-Wert entspricht einem Wahrscheinlichkeitswert von 85,4%, d.h. $F_{2;72;85,4\%} = W/2$.

Der entsprechende Test für WOS2 ergibt

$$W = \begin{pmatrix} 0.005267 & 0.009492 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.00002 & -0.00001 \\ -0.00001 & 0.00002 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0.005267 \\ 0.009492 \end{pmatrix} = 9.334999 \quad (3.75)$$

Dies ist deutlich größer als der kritische Wert $\chi^2_{2;10\%}$. Daher wird die Nullhypothese mit einem p-Wert von 0,94% verworfen. WOS2 ist grangerkausal zu S05. Dagegen ergibt der F-Wert von $W/2$ nur einen

Wahrscheinlichkeitswert von 1,24%. Wäre also statt eines 10%-Niveaus ein strengeres 1%-Niveau angelegt worden, hätte der F-Test keine Signifikanz signalisiert.

Insgesamt zeigt sich, dass bei der durch die Dummies ergänzte und um Ausreißer bereinigte Version eine Medienvariable (WOS2) an Relevanz gewinnt.

Wird das gesamte VAR geschätzt, ergibt sich die Repräsentation

$$\begin{pmatrix} \widehat{S05}_t \\ \widehat{TVS2}_t \\ \widehat{WOS2}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.26 & -0.13 & 0.00 & 0.01 & 0.01 & 0.01 & \dots \\ 1.36 & -1.67 & 0.11 & 0.14 & -0.05 & -0.03 & \dots \\ -1.28 & 0.29 & 0.50 & 0.81 & 0.17 & 0.10 & \dots \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S05_{t-1} \\ S05_{t-2} \\ TVS2_{t-1} \\ TVS2_{t-2} \\ WOS2_{t-1} \\ WOS2_{t-2} \\ \vdots \end{pmatrix} \quad (3.76)$$

Entwickelt man die Form

$$y_t = BX_t + \epsilon_t + \sum_{i=1}^2 A_i y_{t-i} \quad (3.77)$$

nach ϵ_{t-j} , $j = 1, \dots, \infty$, ergibt sich die unendliche Moving-Average-Darstellung

$$y_t = BX_t + \epsilon_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \Psi_{\tau} \epsilon_{t-\tau} \quad (3.78)$$

wie folgt:

$$\begin{aligned} y_t = BX_t + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \epsilon_t + \begin{pmatrix} 0.26 & 0.00 & 0.01 \\ 1.36 & 0.11 & -0.05 \\ -1.28 & 0.50 & 0.17 \end{pmatrix} \epsilon_{t-1} + \\ \begin{pmatrix} -0.06 & 0.01 & 0.01 \\ -1.11 & 0.13 & -0.03 \\ 0.42 & 0.95 & 0.10 \end{pmatrix} \epsilon_{t-2} + \begin{pmatrix} -0.05 & 0.01 & 0.00 \\ -0.44 & -0.01 & -0.01 \\ 0.66 & 0.36 & -0.03 \end{pmatrix} \epsilon_{t-3} + \dots \end{aligned} \quad (3.79)$$

Wie reagiert nun y_t auf einen Schock in z.B. $\epsilon_{1,t-1}$? Dazu können die entsprechenden Elemente in Ψ_1 herangezogen werden. Allerdings wird hierbei das Problem der Korrelation der $\epsilon_{i,t}$ ignoriert. Daher werden die ϵ_{it} nach dem Verfahren aus Abschnitt 3.2.6 in u_{it}^* transformiert: Die geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix der Residuen ist gegeben durch die 3×3 -Matrix

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma}(\epsilon) &= (\epsilon'_i \epsilon_j)_{i=1, \dots, 3}^{j=1, \dots, 3} \\ &= \begin{pmatrix} 0.03 & 0.07 & 0.13 \\ 0.07 & 2.31 & 2.37 \\ 0.13 & 2.37 & 23.61 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (3.80)$$

Die geschätzten Standardabweichungen $\hat{\sigma}_{\epsilon_{i,t}}$ der Fehler sind also

$$\hat{\sigma}_{1,t} = 0.176568, \quad \hat{\sigma}_{2,t} = 1.521356, \quad \hat{\sigma}_{3,t} = 4.858725 \quad (3.81)$$

Dann errechnet sich die Reaktion von y_t auf $u_{1,t-1}^*$

$$\begin{aligned} \frac{\partial y_{t+1}}{\partial u_{1,t-1}^*} &= \frac{1}{0.176568} \begin{pmatrix} 0.26 & 0.00 & 0.01 \\ 1.36 & 0.11 & -0.05 \\ -1.28 & 0.50 & 0.17 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.03 & 0.07 & 0.13 \\ 0.07 & 2.31 & 2.37 \\ 0.13 & 2.37 & 23.61 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 0.050 \\ 0.253 \\ 0.100 \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (3.82)$$

In analoger Form lassen sich dann die übrigen Ableitungen berechnen.

3.2.10.4 Modell-Simulation

Zum Schluss soll noch kurz das Vorgehen bei Modell-Simulationen beschrieben werden. Der Grundgedanke dabei ist einfach: Gegeben ist das Modell $y_t = B'X_t + \epsilon_t + \sum_{i=1}^2 A_i y_{t-i}$. Es sei vorausgesetzt, dass $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma(\epsilon_t))$. Es existieren Schätzer \hat{B} , \hat{A}_i , $i = 1, 2$ und $\hat{\Sigma}(\epsilon_t)$. Nun wähle ein $T_1 \leq T$. Es werden Zufallsvektoren $\epsilon_{T_1+1}^{(j)}$ mit $j = 1, \dots, N$ gezogen. N bezeichnet dabei die Zahl der Monte-Carlo-Wiederholungen und beträgt typischerweise etwa 1.000. Sodann werden Werte

$$y_{T_1+1}^{(j)} = \hat{B}'X_{T_1+1} + \epsilon_{T_1+1}^{(j)} + \hat{A}_1 y_{T_1} + \hat{A}_2 y_{T_1-1} \quad (3.83)$$

berechnet. Im nächsten Schritt werden $\epsilon_{T_1+2}^{(j)}$ gezogen und die Werte

$$y_{T_1+2}^{(j)} = \hat{B}'X_{T_1+2} + \epsilon_{T_1+2}^{(j)} + \hat{A}_1 y_{T_1+1}^{(j)} + \hat{A}_2 y_{T_1} \quad (3.84)$$

berechnet usw. bis auf diese Weise die $y_T^{(j)}$ simuliert worden sind. Es können dann die Mittelwerte und Varianzen dieser Stichproben errechnet werden; insbesondere kann ein Vergleich von $\tilde{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N y_t^{(j)}$ und der tatsächlichen Realisation y_t für $t > T_1$ die Prognosegüte des Modells abschätzen. Das Verfahren lässt sich auf verschiedene Arten durchführen; entweder es werden alle Elemente des Vektors y_t , $t > T_1$ derart simuliert; oder aber nur ein Element $y_{1,t}$ wird simuliert, während die anderen durch ihre Realisationen ersetzt werden. Zu guter Letzt ist es auch möglich, stets nur die $y_{T_1+1}^{(j)}$ zu simulieren und schrittweise T_1 zu erhöhen (*one-period-ahead*-Prognose). Die rechnerische Darstellung des Verfahrens am Beispiel wird hier nicht durchgeführt, da der zusätzliche Erkenntnisgewinn in keinem akzeptablen Verhältnis zum Platzverbrauch stehen würde.

3.2.11 Methodische Verfahren bisheriger Arbeiten

Tabelle 3.2 gibt eine Übersicht über die verwendeten Verfahren und Variablen in der medien- und politikwissenschaftlichen Literatur. Tabelle 3.3 stellt das Pendant für wirtschaftswissenschaftliche Literatur dar. Die Übersicht bleibt naturgemäß unvollständig. Berichtet werden die Methode der Datenanalyse (Meth), die Frequenz der vorliegenden Daten (Freq), der Zeitraum der Untersuchung (Zeit), die Anzahl der Zeitpunkte (T), die in die Schätzgleichungen eingehen, falls explizit angegeben, das statistische Kriterium für die Modellselektion oder die Güteabschätzung (Krit), die endogenen und exogenen Variablen. In

Tabelle 3.3 wird zusätzlich die verwendete Variable des Konsumentenvertrauens berichtet (Kons). Diese ist, anders als in Tabelle 3.2, in den meisten Fällen eine exogene Variable.

Tabelle 3.1: Methodische Verfahren bisheriger Arbeiten - Definitionen

Abkürzung	Bedeutung
Spalte Methode	
SEQ	Eingleichungsmodelle (<i>single equation</i>). Eine endogene Variable wird als Funktion einer oder mehrerer exogener Variablen modelliert.
ARIMA	ARIMA-Modell. Die Variable(n) werden vor statistischen Vergleichen gefiltert.
Granger	Grangerkausalitätstests zwischen zwei oder mehreren Variablen.
ECM	Fehlerkorrekturmodell als Eingleichungsmodell (in diesem Fall exogene Variablen) oder vektorielles Fehlerkorrekturmodell (in diesem Fall mit mehreren endogenen Variablen).
VAR	Vektorautoregressives Modell
Spalte Frequenz	
D	tägliche Frequenz
W	wöchentliche Frequenz
M	monatliche Frequenz
2M	zweimonatliche Frequenz
Q	vierteljährliche Frequenz
Y	jährliche Frequenz
Spalte Kriterium	
cor	Korrelationen zwischen Variablen.
inc R^2	inkrementelles R^2 oder \bar{R}^2 . Misst zusätzlichen Erklärungsgehalt durch zusätzliche Modell oder alternative Modellspezifikation.
I.R.	Impulse-Response-Analyse in VAR oder vektoriellen ECM-Modellen.
t-Test	t-Test auf Signifikanz von einzelnen Koeffizienten.
F-Test	F-Test auf gemeinsame Signifikanz von mehreren Koeffizienten.
RMSE, MSE	mittlerer quadrierter Prognosefehler oder Wurzel daraus.
Spalte Endogen, Exogen und Konsumentenvertrauen	
AR(1)	Verzögerte endogene Variable
M	Index der Medienberichterstattung.
TV	Index der TV-Medienberichterstattung
MIP	Antwort auf die Frage nach wichtigstem Problem (<i>most important problem</i>)
APP	Präsidentenbeliebtheit (<i>presidential approval</i>)
EES	Einschätzung der erwartete Wirtschaftslage (<i>expected economic situation</i>)
CES	Einschätzung der derzeitigen Wirtschaftslage (<i>current economic situation</i>)
PES	Einschätzung der vergangenen Wirtschaftslage (<i>past economic situation</i>)
EPS	Einschätzung der erwarteten persönlichen Lage (<i>expected personal situation</i>)
PPS	Einschätzung der vergangenen eigenen Lage (<i>past personal situation</i>)
ICS	Index des Konsumentenvertrauens (<i>index of consumer sentiment</i>), indexiert als ICS^M : Michigan-Index, ICS^{CB} : Conference-Board-Index
GFK	GFK-Konsumklima
RW	verschiedene Realweltindikatoren, aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht näher spezifiziert.
POL	verschiedene politische Indikatoren, aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht näher spezifiziert.
wird fortgesetzt...	

...fortgesetzt	
Abkürzung	Bedeutung
UE	Arbeitslosigkeit (<i>unemployment</i>), Rate oder absolut, als Superskript auch Teilkomponente von Umfragen, z.B. MIP ^{UE} : Antwort auf die Frage nach dem Problem Arbeitslosigkeit.
GDP	Bruttoinlandsprodukt
Y	Einkommen
r	Zinssatz
s	Sparquote
π	Inflation
CPI	Konsumentenpreisindex (<i>consumer price index</i>)
CPIE	Konsumentenpreisindex Energie (<i>consumer price index energy</i>)
LI	Frühindikator der Wirtschaftsentwicklung (<i>leading indicator</i>)
DOW	Dow-Jones-Aktienindex
SP500	S&P 500 Aktienindex
NYSE	Aktienindex der Börse von New York
C	Konsum, -tot: gesamt, -ncar: gesamt außer Kfz, -car: Kfz, -dur: langlebige Güter, -ndur: nicht-langlebige Güter, -ser: Dienstleistungen
\bullet^e	Erwartungswert der Variablen, z.B. UE ^e : erwartete Arbeitslosigkeit
\bullet^x	Expertenmeinung bzgl. der Variablen

Tabelle 3.2: Verfahren ausgewählter Arbeiten – Politik und Medien

Autoren	Methode	Freq	Zeitraum	T	Kriterium	Endogen	Exogen
Tims u. a. (1989)	SEQ	D,M	1977-88	-	- ⁶	ICS ^M	AR(1) M
Zhu u. a. (1993)	ARIMA	W	-	-	inc R^2	MIP	AR(1) M(-1)
Soroka (2002b)	ECM	M	86:7-00:12	114	t-Test	MIP ^{UE}	AR(1) UE M
Soroka (1999)	ARIMA Granger	M	85-95	-	F-Test	MIP	AR(1) M RW POL
Soroka (2000)	VAR	M	85-95	-	I.R. F-Test	MIP M RW	
Behr und Iyengar (1985)	SE	2M	74-80	42	t-Test	MIP ⁷	MIP TV UE r I CPIE
Soroka (2002a)	SUR	M	85/88-95	-	F-Test	MIP ⁸	RW
wird fortgesetzt...							

⁶statische Simulation und optischer Vergleich⁷Energie, Inflation, Arbeitslosigkeit⁸Inflation, Umwelt, Schulden

...fortgesetzt							
Autoren	Methode	Freq	Zeitraum	T	Kriterium	Endogen	Exogen
Brosius und Kepplinger (1990)	Granger	W	86	53	inc R^2	M POL MIP M	POL
Gonzenbach (1992)	ARIMA cor	M	85-90	70	-	MIP ⁹ POL M	
Wu u. a. (2002)	ECM	M	87:1-96:3 87:1-90:12		F-Test	EES/CES M ¹⁰ RW ¹¹	
Brettschneider (2000a)	cor	M	94-98	52		CES TV	
Brettschneider (2000b)	cor	M	94-98	52		CES TV	
Haller und Norpoth (1997b)	Granger SEQ	M	79:1-90:12	144	F-Test	PES	CPI GNP UE AR(1)
Brosius und Kepplinger (1992)	cor	W	86	53	cor	MIP TV(-1)	
Ader (1995)	cor	M ¹²	70-90	60	cor	MIP TV	
Demers u. a. (1989)	SEQ	M ¹³	74-86	45	F-Test	MIP	M CPI CPIE UE POL
Soroka (2001)	ECM	M	81-00 ¹⁴ 90-00 ¹⁵	239 131	t-Test t-Test	MIP MIP	M UE M UE
Boomgarden und Vliegenthart (2004)	ARIMA	M	1990-2002	140	t-Test	POL ¹⁶ M	M RW UE UE×RW
MacKuen u. a. (1992)	SEQ	Q	54:3-88:2	>100	t-Test	APP	APP π UE
wird fortgesetzt...							

⁹Drogen¹⁰Häufigkeit des Wortes Rezession¹¹Gesamtindex ökonomischer Aktivität¹²unregelmäßig¹³unregelmäßig¹⁴Untersuchungsgebiet USA¹⁵Untersuchungsgebiet UK¹⁶Wahlabsichten für populistische Parteien mit ausländerfeindlichem Hintergrund

...fortgesetzt							
Autoren	Methode	Freq	Zeitraum	T	Kriterium	Endogen	Exogen
Nadeau u. a. (2000)	Granger					EES	ICS UE CPI LI M PES
						M	UE CPI LI
						ICS	RW
						APP	APP RW PES EES
	SEQ	Q	79:4-87:3	33	t-Test	EES	AR(1) UE π r M Exp ¹⁷
	SEQ	Q	79:4-87:3	32	t-Test	M	AR(1) Δ UE Δ π Δ r Exp
	SEQ	Q	76:2-92:2	65	t-Test	Exp	AR(1) UE π r
Duch und Stevenson (2001)	SEQ	Q	86:99	52	t-Test	EES EU EP	GDP UE π
Blood und Phillips (1995)	Granger	M	89:2-93:7	67	t-Test	ICS	M LI
Goidel und Langley (1995)	SEQ	M	81-92	144	t-Test	M	π UE GDP
Durr (1993)	VEC	?	68-88?	?	F-Test	POL ¹⁸ EES	RW
Ostrom und Smith (1993)	VEC	M	81:1-88:12		F-Test	APP	UE π
Kernell (1978)	SEQ	?	? ¹⁹	?	t-Test	APP	UE π AR(1) RW ²⁰
wird forgesetzt...							

¹⁷ *expert opinions*¹⁸ *policy sentiment*¹⁹ Truman-, Eisenhower-, Kennedy-, Johnson- und Nixon-Ära

...fortgesetzt							
Autoren	Methode	Freq	Zeitraum	T	Kriterium	Endogen	Exogen
Clarke und Marianne (1994)	VEC	Q	54:1-99:2		t-Test	APP	EES PES EPS PPS RW

Tabelle 3.3: Verfahren ausgewählter Arbeiten – Wirtschaft

Autoren	Meth	Freq	Zeit	T	Krit	Kons	Exogen	Endogen
Fuhrer (1993)	VEC	Q	60:1-90:4	124	inc R^2	ICS^M	Y UE CPI r	C-tot C-ncar C-car C-ndur C-ser
Epwright u. a. (1998)	VAR	M	78:1-92:8	176	F-Test	ICS^M ICS^C ICS^ME ICS-CE	DOW SP CPI YD	C-car C-ncar C-dur C-ndur C-ser
Deutsche Bundesbank (2001)	SEQ	Q	90:1-99:4	40	t-Test	π^e	GDP p ²¹	π
Matsusaka und Sbordone (1995)	VAR	Q	53:1-88:4		F-test	ICS LI GDP		
Batchelor und Dua (1992)	SEQ	Q	69:1-87:2		t-Test	r^e π^e Y^e	r RW ²² Y	C
Carroll (1992)	SEQ	Q	77:1-92:2	>56	R^2	Y^e UE ^e	UE	s ²³ C ²⁴ Cr ²⁵
Carroll (2002a)	SEQ	Q	81:3-00:2		t-Test	π^e UE ^e	AR(1) π^x AR(1) UE ^x	
Holden und Peel (1977)	SEQ	Q	63:1-73:4		t-Test	π^e	AR(1) π	
Pesaran (1984)	SEQ	Q	59:1-81:4		t-Test	π^e	AR(1) π	
wird fortgesetzt...								

²⁰Politische Dummies (Skandale), Anzahl der Gefangenen/Gefallenen des Vietnam-Krieges, Anzahl der Bombardierungen in Vietnam

²¹Importpreise

²²Preisindizes, Vermögen

²³Sparquote

²⁴Gesamt, nicht langlebige und Dienstleistungen, nicht langlebige, Nahrungsmittel, Wellness

²⁵Kredite

...fortgesetzt								
Autoren	Meth	Freq	Zeit	T	Krit	Kons	Exogen	Endogen
Kumar u. a. (1995)	VAR	M	80:1-86:12	60 ²⁶	MAPE ²⁷ MdRAE ²⁸ CDM ²⁹	ICS ^M	Y CPI R	C-car C-dur C ³⁰
Parigi und Schlitzer (1997)	SEQ	Q	82:1-92:4		t-Test	ICS	RW	C
Acemoglu und Scott (1994)	SEQ	Q	75:1-90:3		t-Test	ICS	RW	C
Mishkin (1978)	SEQ	Q	54:1-76:4	92	R^2	ICS	RW	C-dur
Bram und Ludvigson (1998)	SEQ	Q	68:1-96:3		t-Test R^2	ICS ³¹	C ³² Y r SP500	C
Carroll u. a. (1994)	SEQ	Q	55:1-92:3		R^2	ICS ^M	Y	C-tot C-car C-ncar
Heilemann und Wenke (1993)	SEQ	Q	81:1-87:4		R^2	GFK	Y r	C
Wenke (1991)	SEQ	Q	80:1-88:4	36	R^2 RMSE	GFK EES EU GFK ³³	Y LI r RW ³⁴	C
Chopin und Darrat (2000)	VEC	M	77-96		F-Test	ICS ^{CB}	r RS ³⁵ MB ³⁶ π Y DOW	
Howrey (2001)	SEQ VAR	Q	61:1-99:4		MSE	ICS	r ³⁷ NYSE LI	GDP ³⁸
	SEQ	M	78:1-01:1		t-Test	ICS	Y	C-tot C-dur C-car

²⁶25 Datenpunkte für Prognoseevaluierung reserviert

²⁷mean absolute percentage error

²⁸median relative absolute error

²⁹Anzahl der richtigen Vorhersagen der Änderungsrichtung

³⁰furniture, household appliances, refrigerators

³¹Es wurden der Michigan- und der Conference-Board-Index sowie einzelne Komponenten verwendet.

³²Gesamt, KFZ, Gesamt ohne Kfz, Dienstleistungen, langlebige ohne KFZ

³³Anschaffungsbereitschaft, Sparklima

³⁴finanzielle Lage

³⁵Einzelhandelsumsätze

³⁶Monetäre Basis

³⁷Zinsspread

³⁸Geschätzte Wahrscheinlichkeit einer Rezession im Folgequartal

Kapitel 4

Empirische Ergebnisse bisheriger Arbeiten

In diesem Kapitel sollen die wichtigsten empirischen Ergebnisse bisheriger Arbeiten vorgestellt werden. Besonderes Augenmerk liegt dabei auf den inhaltlichen Aussagen. Auf Fragen der verwendeten Methoden wurde in Abschnitt 3.2 eingegangen. Grundsätzliche theoretische Überlegungen wurden bereits in Abschnitt 2 erörtert. Dem Ansatz dieser Arbeit entsprechend wurden vorwiegend Untersuchungen betrachtet, die Längsschnittdaten verwenden. Im ersten Abschnitt werden Ergebnisse vorgestellt, welche überwiegend medienwissenschaftlich motiviert und dort insbesondere dem Agenda-Setting-Ansatz verpflichtet sind, im zweiten Abschnitt werden Arbeiten mit wirtschaftswissenschaftlichem Hintergrund ausgewertet, und im dritten Abschnitt werden einige für diese Arbeit relevante Arbeiten mit politikwissenschaftlichem Bezug vorgestellt.

4.1 Empirische Ergebnisse medienwissenschaftlich motivierter Arbeiten

Bis 1990 waren Längsschnittstudien eher selten anzutreffen (etwa Wu u. a., 2002; Brosius und Kepplinger, 1990) und methodisch limitiert. So versucht beispielsweise Eaton (1989) mit 12 bzw. 13 Beobachtungen im Zeitraum 1982:4 bis 1986:7 aufgrund der Betrachtung von Korrelationen Medieneffekte nachzuweisen. Die erste empirische Querschnittstudie zum Agenda-Setting-Ansatz war die von McCombs und Shaw (1972) vorgestellte Chapel-Hill-Studie zum US-Wahlkampf 1968. Die Autoren bildeten Rangkorrelationen zwischen Wähler- und Medienagenda und fanden je nach Medium und Thema einen Zusammenhang zwischen 0,3 und 0,97. Insgesamt werteten die Autoren die recht hohe Korrelationen als eine Bestätigung ihrer Hypothese. Eine erste Längsschnittstudie findet sich bei Funkhouser (1973). Zu diesen zwei Paradigmen der Agenda-Setting-Forschung – Längsschnitt- versus Querschnittsansatz – beachte man auch die Ausführungen in Brosius und Kepplinger (1992). Eine interessante frühe Längsschnittanalyse findet sich in Kepplinger und Roth (1973). Sie kommen für den Zeitraum der Ölkrise September 1973 bis Februar 1974 zu dem Schluss, dass Medienwirkungen dann auftreten, wenn in den Medien ein falsches Bild von der Realität vermittelt wird. Des weiteren käme den Medien die Rolle für eine Initialzündung zu, nach der sich die Dynamik eines gesellschaftlichen Themas verselbständigt. In dieselbe Richtung weisen Ergebnisse von Zhu u. a. (1993), die soziale Interaktion in ihren Modellen explizit modellieren. Brosius und Kepplinger (1990) stellen fest, dass der Zeitreihenansatz dem Ansatz mit Querschnittsdaten generell überlegen ist. Sie können Medienwirkungen nachweisen, aber finden bei den Themen Rente, Schulden und Innere Sicherheit auch Wirkungen von Bevölkerungsmeinungen auf die Medienagenda. Behr und Iyengar (1985) finden demgegenüber nur einen unidirektionalen Medieneinfluss. Haller und Norpoth (1997b) finden allerdings grangerkausale Beziehungen zwischen Einschätzung der vergangenen wirtschaftlichen Lage und der Wirtschaftsberichterstattung in beide Richtungen. Darüber hinaus kommen sie zu dem Ergebnis, dass sowohl Nachrichten als auch die Realwelt signifikant in die Bestimmung der Einschätzungen einfließen. Dagegen finden sich bei Ader (1995) Anzeichen dafür, dass am Beispiel Umwelt zwar die Medien Einfluss auf die Wichtigkeit des Themas ausüben, nicht jedoch die Realwelt. Allerdings können in bestimmten

Fällen Wirkungen der Realwelt auf die Medien nachgewiesen werden. Haller und Norpoth (1997b) beobachten für die USA, dass selbst die Gruppe, die keine Nachrichten über die Wirtschaftslage rezipiert hat, eine recht genaue Vorstellung über die tatsächliche Lage äußert. Die Korrelation zwischen der Gruppe, die Nachrichten empfängt, und der, die keine empfängt, ist größer als 0,9. Für die Gruppe der Nachrichtenempfänger sind grangerkausale Beziehungen zwischen Medien und Meinung in beide Richtungen feststellbar. Ein erstaunliches Resultat ist, dass die Varianz der Einstellungen der Gruppe der Nachrichtenempfänger größer ist als die der Kontrollgruppe. Die Erwartung wäre eher, dass Subjekte mit einem größeren Zugang zu Informationen eine geringere Varianz aufweisen. Interessant ist auch die Beobachtung der Autoren, dass die Gruppe derjenigen, die keine Nachrichten über die Wirtschaftslage erhalten, 40 bis 50% der Gesamtstichprobe ausmacht. Dies bedeutet, dass auch nur 50 bis 60% der Befragten direkten Medienwirkungen ausgesetzt sein können. Es wäre interessant, vergleichbare Statistiken auch für andere Länder auszuwerten.

Wie bereits erwähnt, gehen Brosius und Kepplinger (1992) der Frage nach der korrekten funktionalen Spezifizierung des Wirkungszusammenhangs nach. Sie erwarten ein *acceleration*-Modell für neue Themen und Themen mit großer Rezipientensensitivität, während bei alten, sich wiederholenden Themen oder Themen mit niedriger Rezipientensensitivität ein *inertia*-Modell erwartet wird. Sie kommen zu dem Schluss, dass für die Themen wirtschaftliche Lage, Arbeitslosigkeit und Inflation nichtlineare Modelle zu keiner besseren Erklärung beitragen.

Die Themenabhängigkeit von Medienwirkungen tritt deutlich bei Soroka (2002a) zutage. Während beim Thema Inflation Medieneffekte sowohl für die öffentliche Agenda als auch für die politische Agenda ausgeschlossen werden, können bei den Themen Umwelt und Schulden/Haushaltsdefizit Medienwirkungen nachgewiesen werden, bei letzterem sind allerdings auch wieder Realwelt und die politische Agenda signifikant. Interessant ist auch, dass Soroka (2000) nachweist, dass die (U.S.-amerikanische) New York Times bei dem Thema Arbeitslosigkeit weder die Medien noch die Publikumsagenda in Kanada beeinflussen kann, während sich kanadische Öffentlichkeit und Medien bei den Themen AIDS, Umwelt und Inflation durchaus an der New York Times orientieren.

In einigen Studien wird auch explizit die Abweichung der Medieninhalte von tatsächlichen Gegebenheiten konstatiert. So beobachtet Brettschneider (2000a)

1. Die Berichterstattung der Fernsehnachrichten über die Wirtschaftslage ... konzentrierte sich auf den Teilaspekt Arbeitslosigkeit und schloß wichtige Konjunkturindikatoren aus. Dadurch entstand ein Bild vom Konjunkturverlauf, das den tatsächlichen Gegebenheiten nicht entsprach...
3. Die Einschätzung der allgemeinen Wirtschaftslage durch die Gesamtbevölkerung stimmte mit der Medienrealität stärker überein als mit der tatsächlichen Realität. Sie folgte der Berichterstattung der Fernsehnachrichten unmittelbar sowie mit einer Verzögerung von bis zu einem Monat.

Der negative Unterton in diesem Befund übersieht möglicherweise, dass für die Mehrzahl der Wirtschaftssubjekte der Verlust des Arbeitsplatzes tatsächlich das größte Einkommensrisiko darstellt, so dass

die Konzentration auf den Aspekt Arbeitslosigkeit gerechtfertigt sein könnte. In anderen Worten:

Unemployment expectations are therefore important because typically the most drastic fluctuations in a household's income are those associated with spells of unemployment. (Carroll, 1992)

Einige Studien weisen auf die Möglichkeit hin, dass durch die Aggregation Informationen verloren gehen. So findet de Vreese (2001) für das Referendum in Dänemark zur Einführung des Euro keine Effekte auf aggregiertem Niveau, wohl aber auf disaggregiertem.

Die Abhängigkeit von Medienwirkungen von realweltlichen Zuständen beobachten bereits Parlour und Schatzow (1978). Sie stellten fest, dass Medien aktiv öffentliche Aufmerksamkeit für das Thema Umwelt geschaffen haben. Allerdings fand dies in einer Zeit relativ ruhiger ökonomischer Entwicklung statt, als die Inflation niedrig, das Wachstum robust war und Vollbeschäftigung herrschte. Nach 1972 verschwand das Thema Umwelt zusehends von der Medienagenda. Soroka (2002b) untersucht das Verhältnis von öffentlicher Meinung, Medien und Realwelt am Beispiel Arbeitslosigkeit. Er findet, dass Medieneffekte nur dann auftreten können, wenn die Arbeitslosigkeit vergleichsweise gering ist, da ansonsten die direkte Beobachtung den Medieneffekt dominieren würde. Er stellt empirisch für Kanada eine Schwelle bei einer Arbeitslosenrate von 5,9% fest.

Zur Frage der Wahrnehmungsschwelle stellt Neumann (1990) fest, dass der Ansatz bei krisen- und skandalartigen Ereignissen angemessen ist. Bei den stetigen Problemen Themen Inflation oder Arbeitslosigkeit sei dagegen ein durchgehend linearer Ansatz adäquat.

Die mögliche Relevanz von konkurrierenden Themen und die Arbeit von Soroka (2001) wurde bereits in Abschnitt 2.2.2 kurz erwähnt. Empirisch kommt der Autor zu dem Ergebnis, dass für die Relevanz außenpolitischer Probleme in den USA die Veränderung der Arbeitslosenrate einen signifikanten negativen Effekt aufweist. Für Großbritannien kann die Signifikanz der Variable dagegen nicht nachgewiesen werden.

4.2 Empirische Ergebnisse wirtschaftswissenschaftlich orientierter Arbeiten

4.2.1 Erwartungsbildung

In Deutsche Bundesbank (2001) werden Umfragedaten der Firma *Consensus Forecast* benutzt, um Reihen erwarteter Preisentwicklung zu konstruieren. In einer anschließenden Schätzung wird die Signifikanz der erwarteten Preisentwicklung für die tatsächliche Preisentwicklung nachgewiesen, woraus die Autoren Handlungsanweisungen für die monetären Entscheidungsträger ableiten.

Carroll (2002a) versucht, den rationalen Anteil bei der Erwartungsbildung zu schätzen, und ermittelt Werte zwischen 27% und 36%. In Carroll (2002b) wird die Untersuchung noch erweitert. Der Autor kann feststellen, dass die Abweichung zwischen Experten- und Bevölkerungsmeinung desto größer wird, umso weniger die Medien über Inflation berichten. Die entsprechenden Parameter für den Anteil der

Bevölkerung, die die rationale Meinung übernehmen, betragen 70% in Zeiten mit überdurchschnittlicher und nur ca. 20% in Zeiten unterdurchschnittlicher Berichterstattung.

Holden und Peel (1977) überprüfen die Preiserwartungen aus Carlson und Parkin (1975) auf Rationalität und andere Erwartungsbildungsfunktionen. Sie kommen zu dem Schluss, dass die strikte Version der Hypothese rationaler Erwartungen verworfen werden muss und schlagen ein Modell partiell rationaler Erwartungen vor. Auch Evans und Gulamani (1984) überprüfen die Rationalität der Carlson-Parkin-Preiserwartungen, ermitteln aber nur geringe Abweichungen von vollständiger Rationalität. Obwohl eher dem politikwissenschaftlichen Hintergrund zuzuordnen, sei an dieser Stelle noch einmal auf die Arbeit von Haller und Norpoth (1997a) hingewiesen, welche ebenfalls u.a. mit den Carlson-Parkin-Daten die Mechanismen der Erwartungsbildung überprüfen. Sie gelangen zu der Schlussfolgerung, dass weder rationale noch adaptive Erwartungen angemessene Hypothesen darstellen. Vielmehr folge die Erwartungsbildung teilweise affektiven psychologischen Zuständen.

4.2.2 Umfragen als Frühindikator

Santero und Westerlund (1996) sind bezüglich der theoretischen Grundlagen der Nutzung von Umfragen als Frühindikatoren eher pessimistisch, kommen aber für verschieden OECD-Länder dennoch zu dem Schluss, dass die Indikatoren wertvolle Informationen für Prognosezwecke enthalten. Auch Delorme u. a. (2001) stellen fest, dass Indikatoren des Konsumentenvertrauens einige makroökonomische Variablen in den USA prognostizieren. Matsusaka und Sbordone (1995) kommen zu dem Ergebnis, dass Konsumentenvertrauen etwa 13 - 26% der Varianz des GDP erklärt. Auch Wachstumsraten des Konsums können durch Variablen des Konsumentenvertrauens gut zusätzlich erklärt werden (z.B. Batchelor und Dua, 1992). Bei Bram und Ludvigson (1998) wird die Frage nach den kausalen Wirkungszusammenhängen bewusst offen gelassen. Obwohl auch in dieser Untersuchung eine zusätzliche Prognosekraft von Indikatoren des Konsumentenvertrauens aufgedeckt wird, argumentieren die Autoren:

We caution that our results do not prove that consumer attitudes cause changes in consumer spending. Although our analysis explicitly controls for economic fundamentals regarded as important determinants of aggregate consumption growth, the possibility remains that some other variable may be driving the confidence-spending correlations found here. Nevertheless, our results suggest that consumer confidence can help predict consumption, and that consumer attitudes may also act as a catalyst for economic fluctuations.

4.2.3 Konsumentenvertrauen als treibender Faktor

Bei Parigi und Schlitzer (1997) wird eine um Konsumentenvertrauen erweiterte Konsumfunktion eines makroökonomischen Modells geschätzt. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass für die kurze bis mittlere Frist die Einbeziehung von Konsumentenvertrauen zu robusten Prognoseverbesserungen führt. Acemoglu und Scott (1994) kommen zu dem Ergebnis, dass eine Verbindung zwischen Konsumentenvertrauen und zukünftigem Konsumwachstum besteht. Als mögliche ex-ante-Erklärung wird wiederum das

Motiv des Vorsichtssparens angeführt. Eppright u. a. (1998, S. 231f) gelangen zu sehr weit reichenden Ergebnissen, die die Katonasche Hypothese stützen:

The aggregate consumer expectation indexes were found to be superior to the economic variables in anticipating future aggregate consumer expenditure levels... [They] appeared to represent anticipatory expectations since they tended to precede personal disposable income changes. [They] led the economic variable, personal disposable income, which in turn, led several of the consumer expenditure variables.

Chauvet und Guo (2003) untersuchen für die Vereinigten Staaten die nicht fundamental erklärten Bewegungen von Konsumentenvertrauen und kommen zu dem Schluss, dass die Rezessionen von 1969-70, 1973-75 und 1981-82 von solchen Bewegungen ausgelöst worden sein könnten. Bei Chopin und Darrat (2000) gelangen die Autoren zu dem Schluss, dass Konsumentenvertrauen das persönliche verfügbare Einkommen, Zinsen und zum Teil auch Aktienkurse erklärt, nicht dagegen Einzelhandelsumsätze und monetäre Indikatoren. Noch stärkere Ergebnisse findet Howrey (2001), bei dem der ICS sowohl das BIP-Wachstum als auch monatliche Konsumausgaben erklärt. Für die Konsumausgaben ergibt sich allerdings das etwas unbefriedigende Bild signifikanter und ökonomischer relevanter Schätzungen, die Genauigkeit der Punktprognosen lassen sich durch Einbeziehung des Konsumentenvertrauens aber kaum verbessern.

Dagegen beobachtet Mishkin (1978), dass Bewegungen des Konsumentenvertrauens – welche die Wahrscheinlichkeit von Einkommenseinbußen vorhersagen – von der Finanzausstattung der Haushalte erklärt werden. Werden solche Variablen kontrolliert, verliert Konsumentenvertrauen an Prognosekraft.

Diese Zusammenstellung sei ausreichend zur Darstellung der jeweiligen Argumentationslinien. Es scheint hinreichend Evidenz erbracht, die ökonomische Relevanz von Konsumentenvertrauen als belastbare Arbeitshypothese verwenden zu können. Im weiteren Verlauf der Arbeit soll die Frage dieser Relevanz nicht weiter untersucht, sondern als gegeben behandelt werden, so dass sich der Fokus auf die Determinanten des Konsumentenvertrauens selbst richtet.

4.2.4 Einfluss von Medienberichterstattung auf Konsumentenvertrauen

Eine explizite Modellierung des Einflusses von Medienberichterstattung auf das Verhalten von ökonomischen Agenten findet sich in den Arbeiten nach Wissen des Autors dieser Arbeit äußerst selten. Auf die Arbeiten von Carroll (2002a) und Carroll (2002b) wurde bereits in Abschnitt 4.2.1 verwiesen. Ein weiteres vorläufiges Ergebnis präsentiert Sturm (2004), welcher den Einfluss von Medienberichterstattung auf den deutschen Ifo-Index untersucht. Mit einem VAR-Ansatz kommt der Autor zu dem Ergebnis, dass für die meisten Branchen eine ökonomisch relevante Wirkung auf die Erwartungskomponente des Indikators vorliegt. Ein vom Untersuchungsgegenstand her nicht ganz in den Rahmen dieser Arbeit passender, aber dennoch erwähnenswerter Aufsatz (Maier u. a., 2000) kommt zu dem Ergebnis, dass politischer Druck, gemessen an der entsprechenden Anzahl der Artikel im Handelsblatt, keinen nachweisbaren Einfluss auf geldpolitische Entscheidungen der Bundesbank ausübte.

4.3 Empirische Ergebnisse politikwissenschaftlich motivierter Arbeiten

Boomgarden und Vliegthart (2004) finden einen signifikanten positiven Einfluss von Berichterstattung über Immigration auf Wahlabsichten für rechte Parteien. Gleichzeitig finden sie einen negativen Einfluss der Arbeitslosenrate und einen positiven Einfluss von Immigrantenzahlen und dem Produkt aus Immigrantenzahlen und Arbeitslosigkeit. Der Medienindikator wird ebenfalls von der Realwelt erklärt. Blood und Phillips (1995) untersuchen die Wechselwirkung zwischen Wirtschaftsnachrichten, Wirtschaftslage, Konsumentenvertrauen und *presidential popularity* und kommen zu dem Ergebnis, dass ein kleiner, aber signifikanter Einfluss der Berichterstattung auf das Konsumentenvertrauen feststellbar ist.

MacKuen u. a. (1992) untersuchen die Frage, ob die Beliebtheit des Präsidenten in den USA von retrospektiven oder prospektiven ökonomischen Einstellungen abhängt. Sie untersuchen Beliebtheit und Einstellungen unter Kontrolle der Medieninhalte und realwirtschaftlicher Bedingungen (Inflation und Arbeitslosigkeit). Sie gelangen zu den Ergebnissen, dass

- die Präsidentenbeliebtheit ohne Kontrolle der Einstellungen von realwirtschaftlichen Variablen erklärt wird; wird der Index des Konsumentenvertrauens kontrolliert, verschwindet die Signifikanz der realwirtschaftlichen Variablen;
- die Präsidentenbeliebtheit durch die Erwartungskomponenten des Indexes am besten erklärt wird;
- die Erwartungskomponente ohne Kontrolle der Medien von realwirtschaftlichen Variablen erklärt wird; werden Medien kontrolliert, verschwindet die Signifikanz der realwirtschaftlichen Variablen;
- die Medienberichterstattung von der Realwelt erklärt wird.

Die Autoren finden also das sog. „Banker-Modell“ bestätigt, nach dem die Akteure – Wähler wie Medien – rationale Erwartungen bilden, und die zukunftsgerichteten Erwartungen Grundlage politischer Bewertungen bilden.¹ Clarke und Marianne (1994) kritisieren die fehlende Berücksichtigung von Nichtstationarität und gelangen zu dem abweichenden Ergebnis, dass retrospektive Einschätzungen der Wirtschaftslage einen signifikanten Erklärungsbeitrag für die Präsidentenbeliebtheit liefern. Auch Nadeau u. a. (2000) greifen die Diskussion auf und überprüfen für Großbritannien direkt, ob sich in politischen Umfragen die Meinungen von Experten wiederfinden. Ihre Ergebnisse deuten darauf hin, dass sich zwar ein bestimmter Teil der Expertenmeinung, vermittelt durch den Kanal der Medienberichterstattung, in den Umfrageergebnissen wiederfinden. Es seien aber einige relevante Verzerrungen zu finden, welche darauf hinauslaufen, dass Expertenmeinung und öffentliche Meinung in bestimmten Situationen gravierend voneinander abweichen. Quellen dieser Verzerrungen sind:

- Ein Bias zugunsten der konservativen Partei vor Wahlen in der Meinung von Experten, welcher von den Medien nicht transportiert wird.

¹Für eine kritische Diskussion der Ergebnisse siehe Fußnote 3 auf Seite 39.

- Ein negativer Bias bei der Berichterstattung über Arbeitslosigkeit, welcher weder durch Expertenmeinung noch durch die wirtschaftliche Realität gerechtfertigt wird.²

Auch die Ergebnisse von Bartels (1996b) lassen die Banker-Hypothese als zu optimistisch erscheinen. Krause (1998) beobachtet, dass die Fähigkeit, Inflationsraten unverzerrt vorherzusagen, mit fallendem Bildungsniveau abnimmt. Duch und Stevenson (2001) überprüfen, in welchem Ausmaß ökonomische Realisationen und Perzeptionen in europäischen Ländern übereinstimmen. Ohne Kontrolle weiterer Drittvariablen kommen sie zu dem Ergebnis, dass Perzeptionen und Realisationen sich im Fall der Inflation und des Bruttoinlandsproduktes relativ weit gehend decken, dass im Fall von Arbeitslosigkeit aber gravierende Abweichungen auftreten.

Bei Goidel und Langley (1995) weicht die Methodik der Untersuchung insofern ab, als dass nicht ein Umfrageergebnis, sondern der Indikator der Medienberichterstattung selbst endogene Variable von Interesse ist. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass insbesondere positive Berichterstattung kaum vom zugrunde liegenden realwirtschaftlichen Datenkranz erklärt werden kann.

²Hier bestätigt sich wieder die Tendenz, dass sich die Medienberichterstattung den ungelösten Problemen mehr zuwendet als gelösten. Anders ausgedrückt: „Only bad news are good news“.

Kapitel 5

Zusammenfassung und Überleitung zum empirischen Teil

Die Betrachtungen im ersten Teil ergeben einige Annahmen und Aufgaben für den zweiten, empirischen Teil. Zunächst scheint die Vermittlung von Verhalten durch Einstellung in allen zu untersuchenden Problemfeldern eine theoretisch wie empirisch recht gut abgesicherte Tatsache zu sein. Die Untersuchung von Einstellungsvariablen statt Verhaltensvariablen ist aus dieser Sicht gerechtfertigt. Einstellungen folgen dabei nicht unbedingt immer den zugrunde liegenden realweltlichen Prozessen, sondern können systematisch abweichen. Eine mögliche Determinante dieser Abweichungen können die Prozesse sein, die bei der Rezeption von durch die Presse vermittelten Informationen stattfinden. Theoretische Grundlagen und empirische Evidenz für solcher Medienwirkungen wurden im ersten Teil zusammen getragen.

Die Sichtung des Forschungsstandes ergab, dass die Ergebnisse über mehrere Disziplinen verstreut sind. Aufgabe des zweiten Teils wird deshalb sein, einen einheitlichen empirischen Analyserahmen für politische wie wirtschaftliche Fragestellungen aufzubauen. Durch Vereinheitlichung und Vergleich von Analysetechniken wird die Gefahr vermindert, dass allein durch unterschiedliche Entwicklung und Anwendung dieser Techniken konfligierende Resultate erzeugt werden. Durch die Anwendung eines breiten Spektrums der im Abschnitt 3.2 diskutierten Verfahren ist zudem gewährleistet, dass die in dieser Arbeit zu produzierenden Ergebnisse mit denen anderer Arbeiten vergleichbar bleiben. Zudem wird die Methodenabhängigkeit der Ergebnisse verringert.

Trotz der anzustrebenden Breite der empirischen Untersuchung müssen einige Limitierungen auferlegt werden. So folgt diese Arbeit in weiten Teilen der bestehenden Literatur darin, grundsätzlich lineare Zusammenhänge zwischen den Variablen zu vermuten. Diese Annahme ist restriktiv, aber kaum verzichtbar. Eine weitere wichtige Einschränkung erfolgte mit dem in Abschnitt 3.1 begründeten weit gehenden Verzicht auf Realweltindikatoren bei der Untersuchung politischer Zusammenhänge.

Die Modellselektion folgte dem Prinzip der Einfachheit, m.a.W. es wurde die geringste mögliche Anzahl von Variablen und die geringste mögliche zeitliche Tiefe (Lagstruktur) des Modells ausgewählt. Der Schwerpunkt lag in der Aufdeckung von Kausalität, nicht der bestmöglichen Prognose. Zudem sollte die Untersuchung weniger von der Fragestellung geleitet werden, *ob* irgend welche Medienwirkungen vorliegen, denn diese Frage hat mit den vielen empirisch positiven Befunden einiges ihres spektakulären Reizes verloren; vielmehr sollte es darum gehen, das *Ausmaß* der Medienwirkung im Vergleich etwa zu der Determinationskraft realweltlicher Indikatoren festzustellen. Die Hoffnung des Autors dieser Arbeit bestand darin, durch die Vielzahl empirischer Fallbeispiele einer Art „Gesetz der großen Zahl“ zur Wirkung zu verhelfen, welches am Ende erlaubt, die Relevanz von Medienwirkung in verschiedenen Kontexten abzuschätzen. Ob dies gelungen ist, wird Gegenstand des abschließenden Resümées in Kapitel 10 sein.

Teil II

Empirischer Teil

Kapitel 6

Medien und Politiker

6.1 Politiker-Skalometer

Skalometer bezeichnet in den monatlichen Umfragen der Forschungsgruppe Wahlen die allgemein gehaltene Frage nach der Beliebtheit eines Politikers. Dieser Abschnitt analysiert die Wechselwirkungen zwischen der Skalometerbefragung und den Bewertungen von Politikern in den Medien.

6.1.1 Daten

Als Datengrundlage für die Analyse der Beliebtheit von Politikern dienten zwei Quellen. Zeitreihen wurden zum einen aus den Daten der Forschungsgruppe Wahlen zur Beliebtheit ausgewählter Politiker in Umfragen (Politiker-„Skalometer“), zum anderen aus der quantitativen Medieninhaltsanalyse des Medien Tenor gewonnen.

6.1.1.1 Wählerbefragung

Zeitreihen zur Beliebtheit von Politikern wurden aus den Datenbanken des Zentralarchivs für Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln mit den ZA-Nummern S3554, S3425, S3261, S3160, S3045, S2894 und S2765 gewonnen. Der Untersuchungszeitraum umfasst die 84 Monate von 1995:1 bis 2001:12. Die typische Fragestellung, hier aus dem Jahre 2000, lautet:

Bitte sagen Sie mir wieder mit dem Thermometer von plus 5 bis minus 5, was Sie von einigen führenden Politikern halten. +5 bedeutet, daß Sie sehr viel von dem Politiker halten; -5 bedeutet, daß Sie überhaupt nichts von ihm halten. Wenn Ihnen einer der Politiker unbekannt ist, brauchen Sie ihn natürlich nicht einzustufen. Was halten Sie von...

In Monaten, in denen die Frage nicht erhoben oder für den entsprechenden Politiker nicht erhoben wurde, wurde ein Wert linear interpoliert. Diese Werte sind in den Grafiken jeweils gestrichelt ausgewiesen. Die Skalometer-Reihen beschreiben das einfache arithmetische Mittel der Politikerbeliebtheit über die westdeutsche Stichprobe. Tabelle 6.1 zeigt die Zuordnung der S-Reihen zu den Politikern.

6.1.1.2 Medienbeurteilung

Aus der Politiker-Detailcodierung des Instituts Medien Tenor waren im gewählten Zeitraum die Daten der Wochenmedien- (WO) und Fernsehnachrichtenberichterstattung (TV) verfügbar. Das Medienset TV bilden die TV-Nachrichtensendungen ARD Tagesthemen, ZDF heute Journal, RTL Aktuell und SAT1 18:30, das Medienset WO die Medien Focus, Spiegel, Zeit und Rheinischer Merkur. Dies entspricht den jeweils ab 1995:1 codierten Fernseh- bzw. Wochenmedienformaten.

Da a priori nicht klar war, ob mit absoluten Salden oder relativen Salden die besseren Ergebnisse erzielt werden können, wurden pro Medienset jeweils zwei Reihen gebildet. TVS und WOS bezeichnen dabei die Reihen der absoluten Salden positiver und negativer Aussagen über den jeweiligen Politiker, TVR und WOR die Relationen der absoluten Salden zum Gesamtvolumen der monatlichen Aussagen über den jeweiligen Politiker.

Reihe	Politiker
S01	Biedenkopf, Kurt
S05	Fischer, Joschka
S08	Gysi, Gregor
S11	Kohl, Helmut
S13	Lafontaine, Oskar
S14	Merkel, Angela
S15	Merz, Friedrich
S21	Rühe, Volker
S22	Scharping, Rudolf
S23	Schäuble, Wolfgang
S25	Schröder, Gerhard
S26	Stoiber, Edmund

Tabelle 6.1: Zuordnung der S-Reihen zu den Politikern

6.1.2 Analysemethoden

Die Wahl der Analysemethoden wurde von dem Grundsatz geleitet, durch die Vielfalt eingesetzter Methoden die Sensibilität der Ergebnisse gegenüber der jeweiligen Methode aufzuzeigen und die Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu anderen Studien zu erhöhen. Das Instrumentarium besteht aus qualitativer Beschreibung der Historie, deskriptiver grafischer Analyse, Analyse bivariater Kreuzkorrelationen, Grangerkausalitätstests und gegebenenfalls der Spezifikation und Schätzung eines einfachen vektorautoregressiven Modells, falls die Zahl der verfügbaren Freiheitsgrade das zulässt. An gegebenen Stellen wurden Dummy-Variablen definiert, um besondere Effekte einzufangen, die durch die qualitative Analyse nahe gelegt wurden. Die Volatilität der Medienreihen wurde gegebenenfalls dadurch behandelt, dass Ausreißer auf einen Wert korrigiert wurden, der eine oder zwei Standardabweichungen vom Mittelwert entfernt liegt. Unter anderen Umständen zweifelhaft, wurde der Ansatz hier mit der Überlegung versucht, dass die ab einer gewissen Größenordnung unterstellte schnell abnehmende Grenzwirkung zusätzlicher Berichterstattung mit einem Wert von 0, der Verlauf davor mit einer linearen Funktion ausreichend gut approximiert werden kann. In anderen Fällen wurden an diesen Stellen auch entsprechende Dummyvariablen auf 1 gesetzt. Dies entspricht einer faktischen Eliminierung des Datenpunktes aus dem Sample.

6.1.3 Kurt Biedenkopf

6.1.3.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.1, 6.2, 6.3 und 6.4 zeigen die Bewertungen des Politikers Kurt Biedenkopf in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

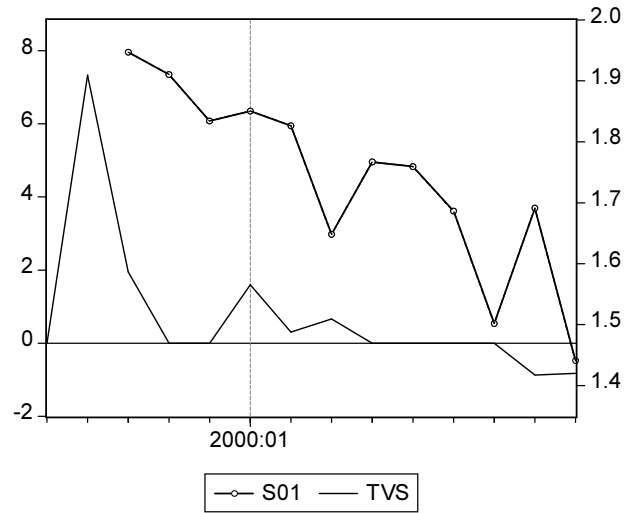


Abbildung 6.1: S01 gegen TVS

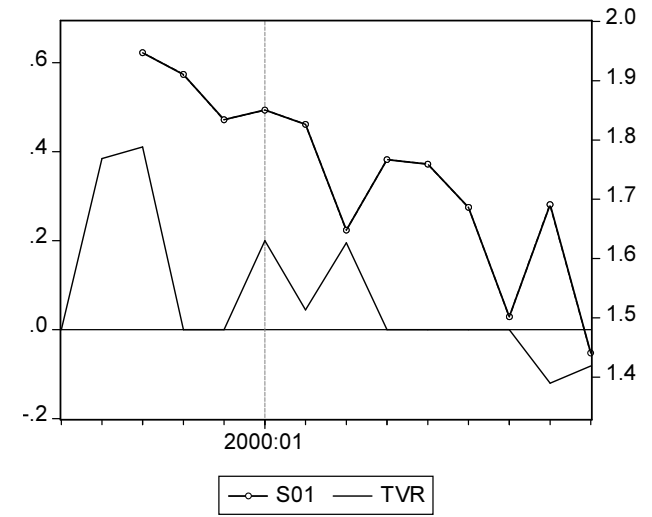


Abbildung 6.2: S01 gegen TVR

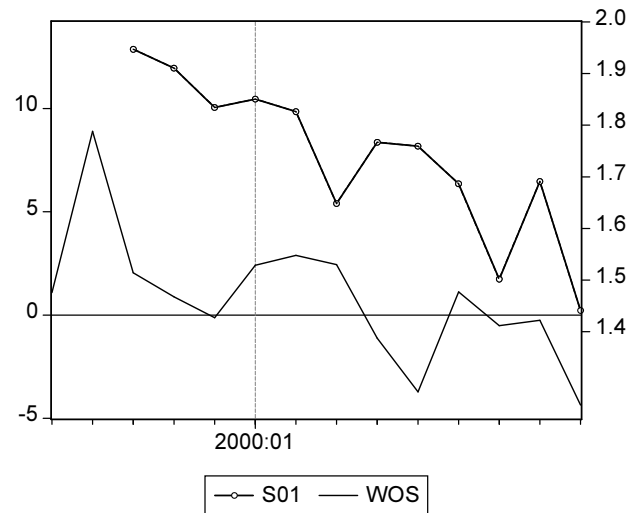


Abbildung 6.3: S01 gegen WOS

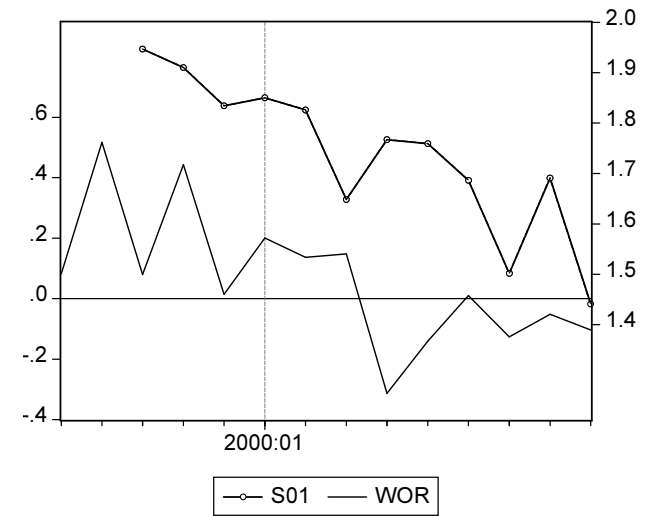


Abbildung 6.4: S01 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	0.7269841
S.D.:	2.0518526
Min:	-0.8666667
Max:	7.3333333
Obs:	14

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	0.0737820
S.D.:	0.1619879
Min:	-0.1200000
Max:	0.4105461
Obs:	14

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	0.8383062
S.D.:	3.1753140
Min:	-4.3459916
Max:	8.8913502
Obs:	14

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	0.0641195
S.D.:	0.2231672
Min:	-0.3134083
Max:	0.5169027
Obs:	14

(a) Statistiken WOR

cor[S01,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.262	0.411
-2	0.371	0.236
-1	0.615	0.033
0	0.593	0.042
1	0.545	0.083
2	0.701	0.024
3	0.716	0.030

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S01,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.298	0.347
-2	0.349	0.266
-1	0.725	0.008
0	0.501	0.097
1	0.533	0.091
2	0.632	0.050
3	0.637	0.065

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S01,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.307	0.331
-2	0.586	0.045
-1	0.445	0.147
0	0.536	0.072
1	0.411	0.209
2	0.769	0.009
3	0.464	0.209

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S01,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.558	0.060
-2	0.606	0.037
-1	0.484	0.111
0	0.499	0.099
1	0.701	0.016
2	0.451	0.191
3	0.364	0.336

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S01	9.909	0.065	0.007
TVS	0.702	0.720	0.704
3 S01	300.387	0.010	0.000
TVS	1.201	0.770	0.753
4 S01	NA	NA	NA
TVS	NA	NA	NA

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S01	6.815	0.117	0.033
TVR	0.892	0.663	0.640
3 S01	21.017	0.127	0.000
TVR	1.298	0.753	0.730
4 S01	NA	NA	NA
TVR	NA	NA	NA

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S01	8.001	0.092	0.018
WOS	4.730	0.189	0.094
3 S01	23.738	0.114	0.000
WOS	4.731	0.411	0.193
4 S01	NA	NA	NA
WOS	NA	NA	NA

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S01	2.296	0.389	0.317
WOR	1.459	0.527	0.482
3 S01	1.226	0.766	0.747
WOR	100.328	0.029	0.000
4 S01	NA	NA	NA
WOR	NA	NA	NA

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.2: Statistiken S01/TVS

Tabelle 6.3: Statistiken S01/TVR

Tabelle 6.4: Statistiken S01/WOS

Tabelle 6.5: Statistiken S01/WOR

Im Untersuchungszeitraum von gut einem Jahr ist die Popularität des Politikers von einer Abnahmetendenz gekennzeichnet. Das Skalometer sinkt von anfänglichen 2 auf 1,4 gegen Ende des Untersuchungszeitraums. Dieselbe Tendenz lässt sich bei der Medienberichterstattung beobachten. Die Tendenz in der TV-Berichterstattung im Saldo sinkt von 7,3 auf $-0,87$, der relative Überhang von einem Maximum von 41% auf -12% . Ein ähnliches Bild ergibt sich für die WO-Berichterstattung.

Zu Beginn des Untersuchungszeitraums dominiert die positive Berichterstattung über die Wahl in Sachsen in 1999:9. Hier kann Biedenkopf in einem sehr personalisierten Wahlkampf die Wahl mit einer absoluten Mehrheit von 56,9% klar für sich und die Union gewinnen. Doch dies scheint auch schon der Höhepunkt seiner Karriere gewesen zu sein. Die Spendenaffäre und die Forderung der PDS nach einem Untersuchungsausschuss in 2000:1-2 führen zu einem Knick in der Bevölkerungsmeinung in einem stabilen Abwärtstrend. Dieser wird in der Medienbewertung allerdings nicht nachvollzogen. Erst der Skandal um den sächsischen Justizminister Heitmann, der vertrauliche Informationen weitergegeben haben soll, belasten Biedenkopf auch in den Medien. Die Wochenmedienberichterstattung fällt am Ende des Untersuchungszeitraums deutlich ins Minus - parallel zum Tiefpunkt in der Bevölkerungsbewertung.

6.1.3.2 Korrelation

Die Korrelationen sind generell recht hoch. Von den Medienreihen läuft nur TVR recht klar vor, hier beträgt die Korrelation zwischen S01 und TVR(-1) ca 0,73. Ansonsten laufen die Medienreihen eher nach. Bei TVS beträgt der Nachlauf 2-3 Monate, bei WOS 2 und bei WOR 1 Monat. Aufgrund der geringen Anzahl der Beobachtungen ($T = 14$) sind die Resultate aber sehr ungesichert.

6.1.3.3 Grangerkausalität

Aufgrund der geringen Anzahl an Beobachtungen wird auf eine Betrachtung der Grangerkausalitätsbeziehungen verzichtet.

6.1.4 Joschka Fischer

6.1.4.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.5, 6.6, 6.7 und 6.8 zeigen die Bewertungen des Politikers Joschka Fischer in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Die Reihe S05 ist offensichtlich geprägt von einem Strukturbruch in der Zeit nach dem Regierungswechsel 1998:10, die die Beliebtheit des Politikers um 1,5 Punkte nach oben verschiebt.

Die TV-Medien berichten im Untersuchungszeitraum durchschnittlich positiv (durchschnittlicher Saldo 0,23, durchschnittlicher relativer Überhang 1,2%), die Wochenmedien durchschnittlich negativ (−2,5 bzw. −2,2%). Auffällig ist die hohe Fluktuation der Medienreihen und deutlich sichtbare Ausreißer. Der Strukturbruch der Reihe S05 wird in den Medienreihen nicht nachvollzogen.

Die Schwierigkeiten der neuen Regierungskoalition in Berlin im Jahre 1999 gehen auch an der Spitzenperson des kleineren Koalitionspartners nicht vorbei. Nach der für die Grünen verlorenen Landtagswahl in Sachsen, die zu einem Teil von der Grünen Parteichefin Röstel verantwortet wurde, mischt sich Fischer in den innerparteilichen Streit ein. Die von ihm erhobene Forderung nach einer noch stärkeren Führungsrolle bringt ihm negative Bewertungen sowohl von Medien als auch von der Bevölkerung ein.

Einen dramatischen Einbruch in der Medienbewertung muss der Politiker Anfang 2001 verkraften. Ausgelöst durch die Veröffentlichung eines Fotos, das ihn auf einer gewalttätigen Demonstration während der 68er-Zeit zeigt, wird eine lang anhaltende Debatte über Fischers militante Vergangenheit ausgelöst, die von konservativer Seite mit Rücktrittsforderungen begleitet wird. In Bezug auf die Bevölkerungsmeinung erweist sich die Medienkritik als Sturm im Wasserglas: Die Bewertung sinkt zwar, aber keineswegs deutlich unter den Durchschnitt nach der Bundestagswahl 1998. Offensichtlich wurde Fischers Vergangenheit von der Mehrheit der Bevölkerung nicht als gravierendes Problem angesehen.

Punkten kann Fischer mit außenpolitischen Erfolgen in der Nahost-Krise im August 2001. So schreibt die SZ am 22. August 2001:

Israel und die Palästinenser haben alles Vertrauen zerstört. Es sprechen die Waffen. Die Region sieht sich einem Abnutzungskrieg ausgesetzt, der kein baldiges Ende verspricht. Premierminister Ariel Scharon sagt, ein Frieden sei derzeit nicht erreichbar. In dieser hoffnungsleeren Situation schlägt Joschka Fischers Stunde. Der Außenminister vermag allein schon durch bloße Präsenz den Weg zum Abgrund zu verlängern...

In Israel wird die Kritik an der Abwesenheit der USA immer lauter - und Fischer sieht sich von den Medien als Heilsbringer dargestellt. Er erntet viel Lob, man erhofft sich durch sein Engagement ein Ende der Gewalt, viel zu verlieren hat er auch nicht.

Dies schlägt sich in 2001:10 deutlich in der Bewertung des Politikers wieder. Er kann an den Aufwärtstrend, der mit seinem Nahost-Besuch zwei Monate vorher eingeleitet wurde, fortsetzen.

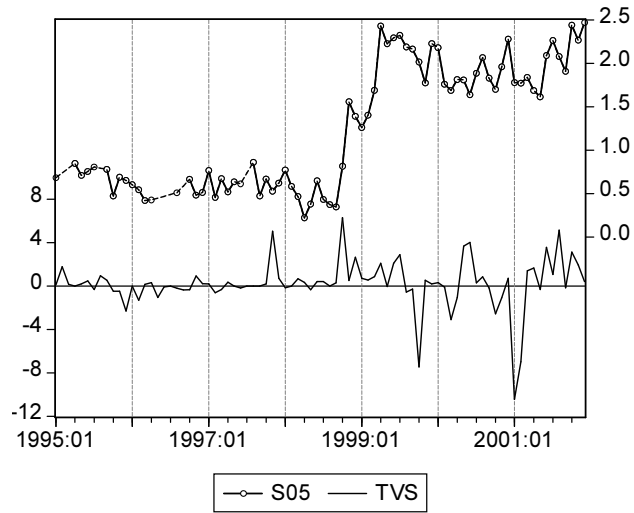


Abbildung 6.5: S05 gegen TVS

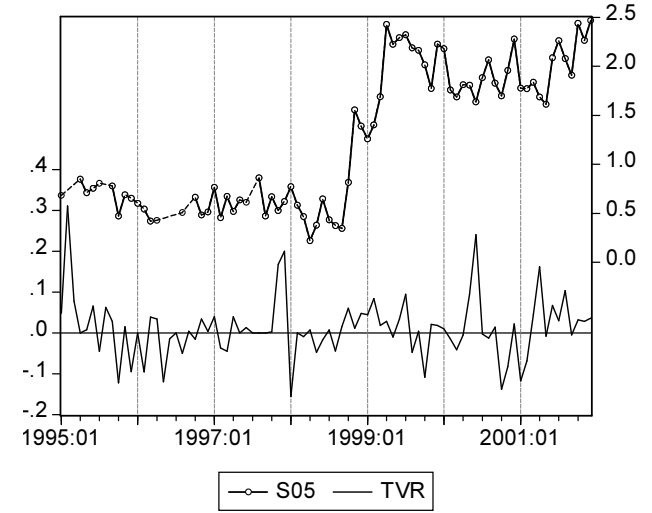


Abbildung 6.6: S05 gegen TVR

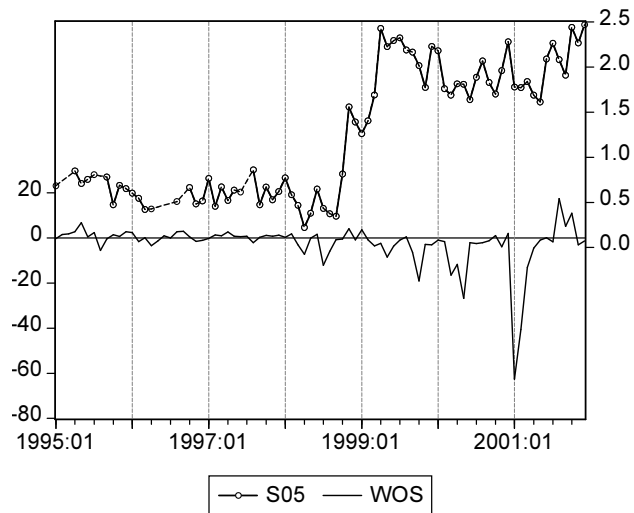


Abbildung 6.7: S05 gegen WOS

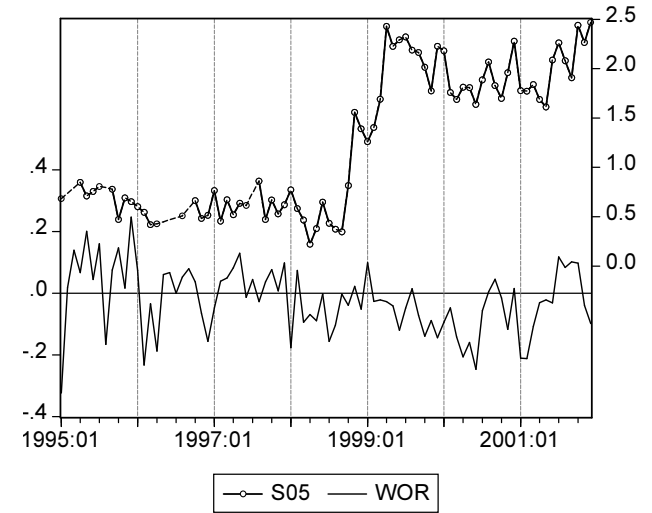


Abbildung 6.8: S05 gegen WOR

stats for TVS	
Mean:	0.2293651
S.D.:	2.2617269
Min:	-10.422222
Max:	6.2888889
Obs:	84

(a) Statistiken TVS

stats for TVR	
Mean:	0.0120078
S.D.:	0.0748804
Min:	-0.1555556
Max:	0.3111111
Obs:	84

(a) Statistiken TVR

stats for WOS	
Mean:	-2.5035413
S.D.:	9.7186017
Min:	-62.556962
Max:	17.459916
Obs:	84

(a) Statistiken WOS

stats for WOR	
Mean:	-0.0223953
S.D.:	0.1086124
Min:	-0.3238397
Max:	0.2463645
Obs:	84

(a) Statistiken WOR

cor[S05,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.056	0.617
-2	0.062	0.580
-1	0.062	0.575
0	0.039	0.728
1	-0.056	0.617
2	-0.108	0.333
3	-0.093	0.411

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S05,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.123	0.272
-2	0.120	0.282
-1	0.079	0.477
0	0.069	0.535
1	0.044	0.694
2	0.058	0.607
3	0.058	0.608

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S05,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.233	0.037
-2	-0.190	0.088
-1	-0.195	0.078
0	-0.200	0.068
1	-0.282	0.010
2	-0.291	0.008
3	-0.283	0.010

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S05,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.194	0.082
-2	-0.174	0.117
-1	-0.191	0.084
0	-0.201	0.067
1	-0.256	0.020
2	-0.300	0.006
3	-0.307	0.005

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S05	1.552	0.464	0.460
TVS	1.154	0.564	0.561
3 S05	1.943	0.587	0.584
TVS	4.255	0.244	0.235
4 S05	2.266	0.688	0.687
TVS	5.365	0.263	0.252

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S05	0.965	0.619	0.617
TVR	2.137	0.348	0.343
3 S05	0.966	0.809	0.809
TVR	3.392	0.342	0.335
4 S05	2.140	0.711	0.710
TVR	4.434	0.359	0.350

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S05	3.959	0.145	0.138
WOS	0.118	0.943	0.943
3 S05	4.427	0.228	0.219
WOS	0.983	0.805	0.805
4 S05	4.915	0.306	0.296
WOS	0.942	0.917	0.918

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S05	4.911	0.093	0.086
WOR	0.123	0.940	0.940
3 S05	4.539	0.218	0.209
WOR	0.250	0.969	0.969
4 S05	6.321	0.189	0.176
WOR	1.153	0.885	0.886

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.6: Statistiken S05/TVS

Tabelle 6.7: Statistiken S05/TVR

Tabelle 6.8: Statistiken S05/WOS

Tabelle 6.9: Statistiken S05/WOR

6.1.4.2 Korrelation

Tabellen 6.6(b), 6.7(b), 6.8(b), und 6.9(b) zeigen die Kreuzkorrelationen von S05 mit den Medienreihen. Auffallend sind die insignifikant positiven Korrelationen der TV-Medien und die signifikant negativen Korrelationen der Wochenmedien. Diese Ergebnisse sind offensichtlich dem strukturellen Bruch im Jahr 1998 geschuldet. Auf eine weitergehende Interpretation der Korrelationen wird deshalb verzichtet.

6.1.4.3 Grangerkausalität

Tabellen 6.6(c), 6.7(c), 6.8(c), und 6.9(c) zeigen die Ergebnisse der Grangerkausalitätstests zwischen S05 und den Medienreihen. Dem Strukturbruch in S05 geschuldet, liegen erwartungsgemäß keine Anzeichen für grangerkausale Beziehungen vor.

6.1.4.4 VAR-Resultate

Die bisherigen Ergebnisse zeigen zum einen die hohe Volatilität der Medienreihen gegenüber den Umfrageergebnissen, zum anderen strukturelle Brüche. Ausreißer in den Medienreihen wurden durch eine Trunkierung der Reihen auf ± 2 Standardabweichungen beseitigt. Die so transformierten Reihen erhielten die Bezeichnungen TVS2, TVR2, WOS2 und WOR2. In die Regressionen wurden zusätzliche Dummy-Variablen für die Zeit unmittelbar nach dem Regierungswechsel 1998 (DINT), für die Regierungszeit (DREG) und für die Kampagne über Fischers 68-Vergangenheit (DTER) eingefügt.

Eine alternative Behandlungsweise bestand darin, S05 als Einheitswurzelprozess zu behandeln und erste Differenzen der Reihe zu betrachten. Dies erwies sich aber als unbefriedigend, da die ersten Differenzen ökonometrisch kaum erklärt werden konnten. Die Betrachtung der anderen Skalometer-Reihen, bei denen jeweils starke Indizien für die Stationarität sprechen, legt nahe, auch S05 als stationär mit strukturellem Bruch zu behandeln.

Es wurden trivariate VARs mit Dummyvariablen spezifiziert. Tests ergaben, dass Modelle mit TVS2 und WOS2 generell den Modellen mit TVR und WOR überlegen sind, da der Erklärungsgrad (\bar{R}^2) für die Medienvariablen deutlich höher ist. Die Ergebnisse der VAR-Schätzung mit S05, TVS2, WOS2 und den Dummies sind in Tabelle 6.10 dargestellt.

Die erste Schätzung (S05) weist ein \bar{R}^2 von 0,94 auf. Damit wird ein Großteil der Varianz dieser Reihe erklärt. Die Variable TVS2 wird mit $\bar{R}^2 = 0,21$ schlecht, WOS2 mit $\bar{R}^2 = 0,41$ etwas besser erklärt.

Zunächst ist die hohe Signifikanz der Dummyvariablen DREG und DINT für S05 auffällig. Während der Zeit nach der Bundestagswahl 1998 erhöht sich das Niveau um 0,72, in der Regierungszeit um 1,31. Das Signifikanzniveau ist besser als 1%. Die Kampagne um Fischers militante Vergangenheit (DTER) schlägt sich negativ nieder, allerdings ist das Signifikanzniveau für S05 mit 10% deutlich schlechter als für TVS2 und WOS2. Die Koeffizienten vor TVS2 sind gemeinsam insignifikant, die vor WOS2 signifikant auf 10%-Niveau. Das \bar{R}^2 erhöht sich gegenüber einer OLS-Schätzung ohne Medienvariablen nur von 0,94 auf 0,95. Dieser Umstand ist aber neben der möglichen geringen Bedeutung der Medienberichterstattung dem

Umstand geschuldet, dass durch die passend gewählten Dummy-Variablen bereits ein guter Fit erreicht wurde ($\bar{R}^2 = 0,92$ für OLS-Schätzung nur mit Dummies).

Im Gegensatz zur ersten Gleichung hat das Ministeramt Fischers auf TVS2 und WOS2 keinen signifikanten direkten Einfluss – die Dummies DREG und DINT sind insignifikant. Dagegen ist der Dummy DTER jeweils hochsignifikant. Für TVS2 sind die Lags der anderen endogenen Variablen jeweils gemeinsam insignifikant. Für WOS2 sind die Lags von TVS2 gemeinsam signifikant.

Die statistischen Tests für die Residuen deuten darauf hin, dass noch eine bessere Gesamtspezifikation gesucht werden müsste. Einigen Ausreißern geschuldet muss die Nullhypothese einer gemeinsamen Normalverteilung der Residuen verworfen werden. Dieser Test ließe sich durch eine stärkere Trunkierung der Medienreihen auf ± 1 Standardabweichungen um den Mittelwert verbessern. Portmanteau-Autokorrelations-Tests deuten auf Abwesenheit von serieller Korrelation hin, der Autokorrelation-LM-Test verwirft die Abwesenheit auf 10%-Niveau.

Abbildung 6.9 zeigt die generalisierten Impulse-Response-Funktionen. Für S05 ist die autoregressive Komponente schwach, bereits in $t = 3$ hat sich ein Schock in S05 verflüchtigt. Die direkte Wirkung von TVS2-Schocks auf S05 ist ebenfalls gering, allerdings sorgt der indirekte Effekt – vermittelt über WOS2 – für einen schwach positiven Effekt in $t = 4$ und $t = 5$. Der direkte Effekt von WOS2-Schocks erreicht sein Maximum auf S05 in $t = 3$, also nach 2 Monaten. Ein Schock von 4,86 Einheiten in WOS2 führt in $t = 4$ zu einem Anstieg von S05 von 0,06.

TVS2 und WOS2 reagieren kaum auf Schocks in S05. Das Gedächtnis der WOS2-Reihe ist insgesamt höher als das der TVS2-Reihe. Bei ersterer verlieren sich Schocks bereits in $t = 2$. WOS2 reagiert insbesondere auf Schocks in TVS2. Ein Schock von 1,52 in TVS2 sorgt für einen Anstieg in WOS2 zwischen 1 und 1,6 zwischen $t = 1$ und $t = 3$, erst danach verlieren sich die Wirkungen. Seine maximale Wirkung entfaltet der Schock erst in $t = 3$, so dass er indirekt damit auch Auswirkungen auf S05 hat.

Insgesamt lässt sich konstatieren, dass sich Indizien für die klassische Wirkungsannahme finden: Die Medienberichterstattung beeinflusst die Bevölkerungsmeinung über Fischer, umgekehrt lassen sich keine Indizien für einen Feedbackeffekt finden. Dabei fällt der Wochenmedienberichterstattung gegenüber der TV-Berichterstattung untypischerweise die stärkere Rolle zu. Die optimale Wirkungsspanne beträgt zwei Monate.

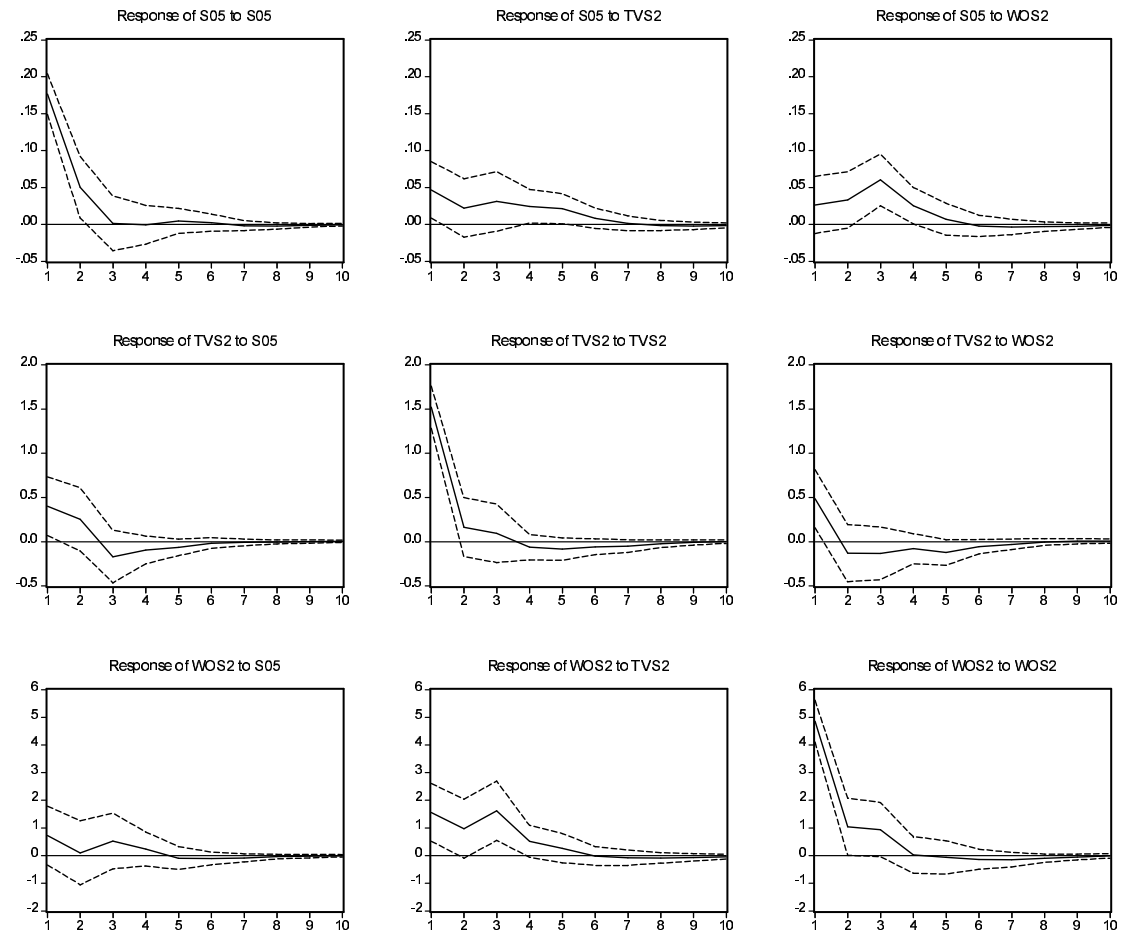
VAR-Estimates

Sample: 1995:03 2001:1

Obs: 82

	S05	TVS2	WOS2
S05(-1)	0.2608 0.032	1.3620 0.190	-1.2771 0.699
S05(-2)	-0.1274 0.210	-1.6745 0.057	0.2900 0.917
TVS2(-1)	0.0012 0.933	0.1134 0.340	0.5022 0.187
TVS2(-2)	0.0073 0.591	0.1397 0.234	0.8128 0.032
WOS2(-1)	0.0053 0.214	-0.0453 0.214	0.1707 0.144
WOS2(-2)	0.0095 0.026	-0.0285 0.432	0.0954 0.409
C	0.5146 0.000	0.3530 0.593	0.3076 0.884
DREG	1.3059 0.000	0.4810 0.758	-1.0560 0.832
DINT	0.7161 0.000	0.3750 0.704	-1.1702 0.711
DTER	-0.2397 0.078	-4.5952 0.000	-16.3743 0.000
R2	0.9461202	0.2944348	0.4763842
adj. R2	0.9393853	0.2062391	0.4109323
mean dep.	1.2169764	0.3303329	-1.8030046
s.d. dep.	0.7171729	1.7075992	6.3305247
s.e. eq.	0.1765684	1.5213558	4.8587251

Tabelle 6.10: VAR-Schätzungen für S05, TVS2 und WOS2

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.9: Impulse-Response-Funktionen für S05, TVS2 und WOS2

6.1.5 Gregor Gysi

6.1.5.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.10, 6.11, 6.12 und 6.13 zeigen die Bewertungen des Politikers Gregor Gysi in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Das Absinken der TV-Berichterstattung zwischen 1999:3 und 1999:4 auf den Tiefpunkt im Untersuchungszeitraum wird gefolgt vom Tiefpunkt der Reihe S08 in 1999:5. Auch die Reihen WOS und WOR fallen zwischen 1999:3 und 1999:5 auf ein lokales Minimum. Auslöser für diesen Einbruch war der Besuch Gysis beim damaligen Staatspräsidenten Jugoslawiens und später der Kriegsverbrechen angeklagten Milosovic in Belgrad in Mitten der westlichen Vorbereitungen für einen Angriff auf Jugoslawien.

Der darauf folgende Anstieg der Berichterstattung auf die Null-Linie führt auch zu einem entsprechenden Anstieg in S08. Der erneute Einbruch in der Wochenmedienberichterstattung in 2000:4 wird zwei Perioden später, am Ende des Untersuchungszeitraums, wieder gefolgt von einem leichten Abfall in S08. Auch dieses Mal spielt die Außenpolitik den Auslöser für den Knick: Der innerparteilichen Abstimmungsniederlage Gysis im Streit um UN-Einsätze folgt sein vorläufiger Rückzug aus der Parteipolitik.

6.1.5.2 Korrelationen

Tabellen 6.11(b), 6.12(b), 6.13(b), und 6.14(b) zeigen die Kreuzkorrelationen von S08 mit den Medienreihen. Es liegt eine signifikante Korrelation zwischen TVS(-2) und S08, TVS(-1) und S08 sowie TVR(-1) und S08 vor. Die Korrelation liegt zwischen 0,47 und 0,57. Das deutet auf einen Vorlauf der TV-Reihen gegenüber S08 von einem bis zwei Monaten hin. Die Korrelationen zwischen den WO-Reihen und S08 sind kleiner und statistisch insignifikant. WOR(-1) verfehlt mit einer Korrelation von 0,36 das 10%-Niveau allerdings nur knapp.

Insgesamt scheint ein leichter Vorlauf zumindest der TV-Reihen vorzuliegen. Die geringe Anzahl von 21 Beobachtungen sowie das geringe Ausmaß der Berichterstattung insgesamt bedeuten allerdings eine schlechte statistische Absicherung der Ergebnisse.

6.1.5.3 Grangerkausalität

Die Ergebnisse der Grangerkausalitätstests sind in den Tabellen 6.11(c), 6.12(c), 6.13(c) und 6.14(c) dargestellt. Es ergibt sich ein uneinheitliches Bild: S08 scheint grangerkausal zu den TV-Reihen zu sein, umgekehrt gilt das aber nur undeutlich für TVR. WOS und S08 erklären sich gegenseitig überhaupt nicht, dafür erklärt WOR die Reihe S08.

Die geringe Anzahl von Freiheitsgraden und die bereits schwachen Ergebnisse aus der Analyse der Korrelationsbeziehungen halten dazu an, die Ergebnisse der Grangerkausalitätstest nur mit Vorsicht zu genießen. Auf eine weitergehende Interpretation wird hier also verzichtet.



Abbildung 6.10: S08 gegen TVS

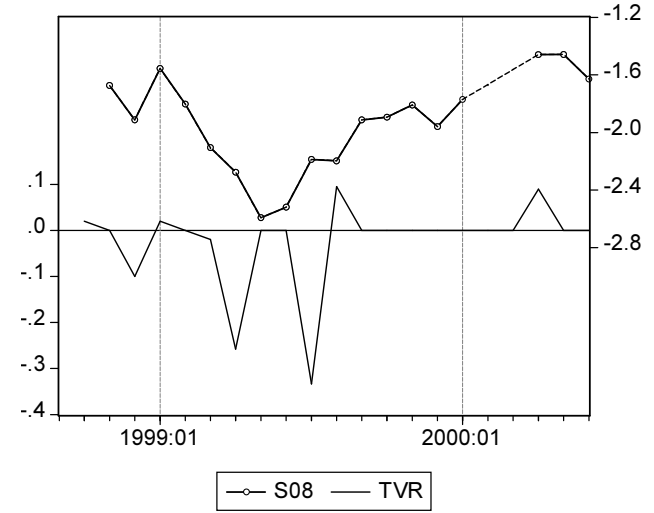


Abbildung 6.11: S08 gegen TVR

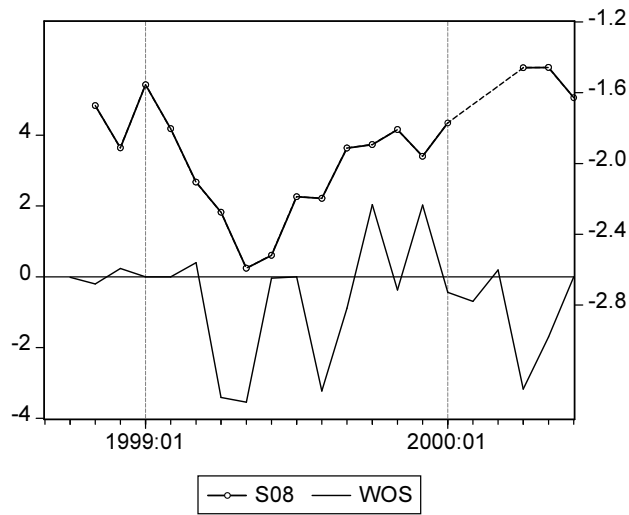


Abbildung 6.12: S08 gegen WOS

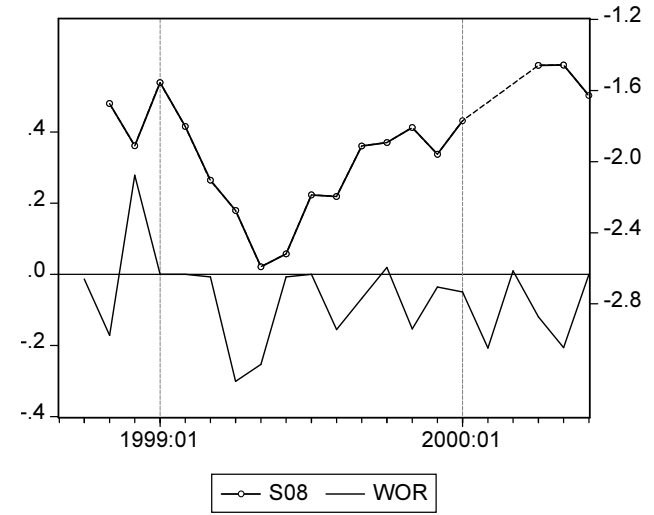


Abbildung 6.13: S08 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-0.1269841
S.D.:	1.0394239
Min:	-4.4000000
Max:	1.3333333
Obs:	21

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0231772
S.D.:	0.0986149
Min:	-0.3333333
Max:	0.0952381
Obs:	21

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-0.6105083
S.D.:	1.5780824
Min:	-3.5443038
Max:	2.0348101
Obs:	21

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0686521
S.D.:	0.1263587
Min:	-0.3011401
Max:	0.2784810
Obs:	21

(a) Statistiken WOR

cor[S08,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.234	0.349
-2	0.479	0.038
-1	0.571	0.009
0	0.337	0.146
1	0.191	0.433
2	-0.075	0.768
3	-0.335	0.189

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S08,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.180	0.474
-2	0.296	0.219
-1	0.470	0.037
0	0.346	0.135
1	0.375	0.113
2	0.262	0.293
3	-0.085	0.744

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S08,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.200	0.427
-2	0.172	0.482
-1	0.289	0.216
0	0.217	0.358
1	0.154	0.529
2	0.050	0.845
3	-0.111	0.672

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S08,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.115	0.650
-2	0.066	0.789
-1	0.362	0.117
0	0.119	0.617
1	0.152	0.535
2	-0.016	0.950
3	-0.231	0.372

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S08	5.176	0.113	0.075
TVS	5.719	0.094	0.057
3 S08	43.992	0.001	0.000
TVS	5.130	0.228	0.163
4 S08	32.152	0.009	0.000
TVS	5.904	0.306	0.206

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S08	15.937	0.006	0.000
TVR	2.192	0.363	0.334
3 S08	16.481	0.017	0.001
TVR	10.518	0.057	0.015
4 S08	12.726	0.087	0.013
TVR	12.298	0.093	0.015

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S08	0.656	0.726	0.720
WOS	1.055	0.602	0.590
3 S08	1.617	0.666	0.656
WOS	1.262	0.742	0.738
4 S08	0.868	0.921	0.929
WOS	2.405	0.674	0.662

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S08	0.845	0.664	0.655
WOR	12.548	0.012	0.002
3 S08	4.405	0.282	0.221
WOR	11.014	0.051	0.012
4 S08	1.282	0.856	0.864
WOR	8.874	0.168	0.064

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.11: Statistiken S08/TVS

Tabelle 6.12: Statistiken S08/TVR

Tabelle 6.13: Statistiken S08/WOS

Tabelle 6.14: Statistiken S08/WOR

6.1.6 Helmut Kohl

6.1.6.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.14, 6.15, 6.16 und 6.17 zeigen die Bewertungen des Politikers Helmut Kohl in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Das Jahr 1995 war in den TV-Nachrichten noch grundsätzlich von einem positiven Ton geprägt, die Wochenmedien berichteten zumindest kaum negativ. Parallel dazu stieg die Beliebtheit des Politikers in der ersten Hälfte des Jahres an. Noch in 1995:9 konnte Kohl die Generaldebatte im Bundestag über die Haushaltspolitik klar für sich entscheiden. Negativ quittiert wurde allerdings der Besuch einer chinesischen Militäreinheit im Rahmen einer Asienreise. Im letzten Quartal ging eine zunehmend negative Berichterstattung mit einem Rückgang in den Umfragen einher.

Während 1996 die Umfragewerte weiter sanken, berichtete das Fernsehen neutral, die Wochenmedien nahmen schon eine negative Grundhaltung ein. In 1996:9 dominiert die negative Berichterstattung über das Sparpaket das Medienbild. Einen Monat später erreichten auch die Umfragewerte einen neuen Tiefpunkt. Der Bundesparteitag der CDU in Hannover und die Tatsache, das Kohl nun mit 14 Regierungsjahren Konrad Adenauer als Rekordkanzler ablösen konnte, brachten neben wieder positiver Berichterstattung in TV- und Wochenmedien auch einen neuerlichen Aufschwung in den Umfragewerten. Doch die anhaltend schlechte Wirtschafts- und Haushaltslage trübten Medienbild und Beliebtheit schnell wieder ein.

Das Jahr 1997 wurde mit einer breiten Debatte über die rasant steigende Arbeitslosigkeit eröffnet – und zum ersten Mal mit negativen Skalometer-Werten für Kohl. Der Schock von 510.000 neuen Arbeitslosen im Monat Januar ließ die Bewertung in der Februarberichterstattung drastisch absinken. Kohl selbst bezeichnete die 4,66 Millionen Arbeitslose als schwärzeste Zahl seiner Amtszeit. Parallel dazu erreichte der koalitionsinterne Streit um Steuer- und Rentenreform mit Rücktrittsforderungen gegen Waigel und dem Zerwürfnis zwischen Kohl und Blüm seinen Höhepunkt. In den Medien wurde ein regelrechter Aufstand in der CDU gegen die Spätphase des Machtsystems Kohl konstatiert. Im 1997:2 wurden offene Rücktrittsspekulationen behandelt.

In 1997:4 kündigte Kohl seine Kanzlerkandidatur an, und schaffte es auch, weite Teile der CDU damit wieder hinter sich zu bringen. Dies brachte ihm in den Wochenmedien positive und in den TV-Nachrichten nur leicht negative Berichterstattung. Dennoch war der Sommer 1997 geprägt von negativen Schlagzeilen: Das Scheitern der Steuerreform, Rücktrittsspekulationen um den Architekten derselben, Theo Waigel, sowie das angespannte Verhältnis innerhalb der Schwarz-Gelben Koalition. In 1997:10 kann der Parteitag der CDU in Leipzig mit der offiziellen Bestätigung der Kanzlerkandidatur Kohls und die Beendigung des koalitionsinternen Streits zur Steuer und Haushaltspolitik für einen positiven Schub in Berichterstattung und Beliebtheit beitragen.

1998 beginnt Kohl auf dem Tiefpunkt seiner Beliebtheit. Die verlorene Wahl in Niedersachsen 1998:3, die von Kohl zu einer Art vorgezogener Bundestagswahl erklärt wurde, bringt noch einmal negative Berichterstattung in den Wochenmedien, nicht aber im TV. Der Umschwung beginnt mit dem CDU-

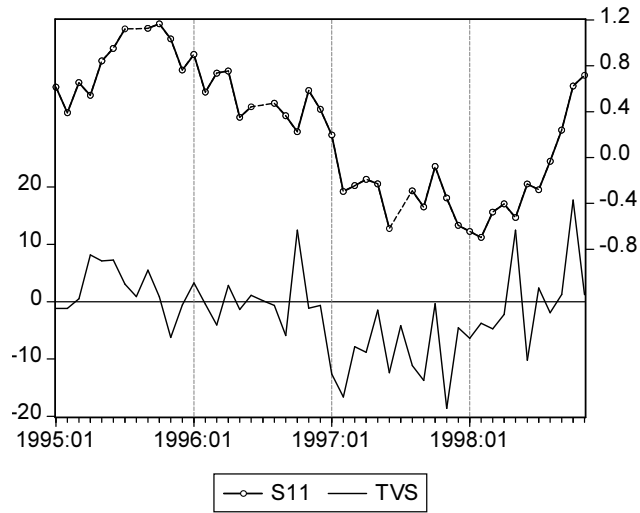


Abbildung 6.14: S11 gegen TVS

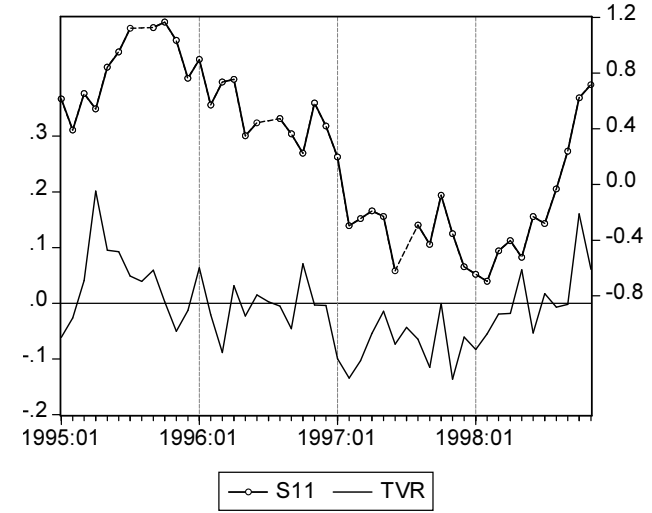


Abbildung 6.15: S11 gegen TVR

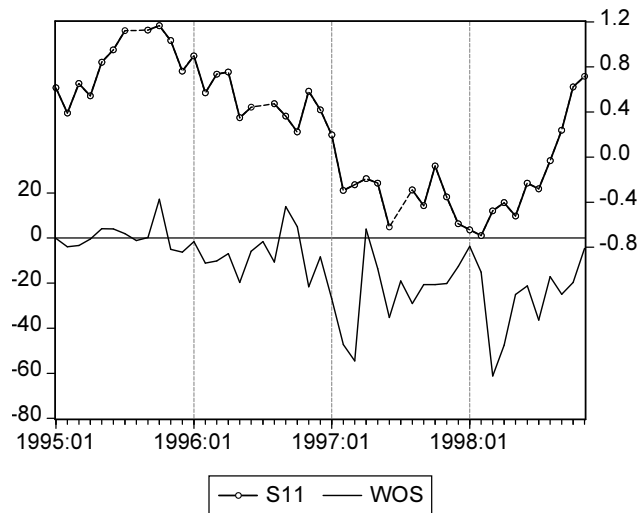


Abbildung 6.16: S11 gegen WOS

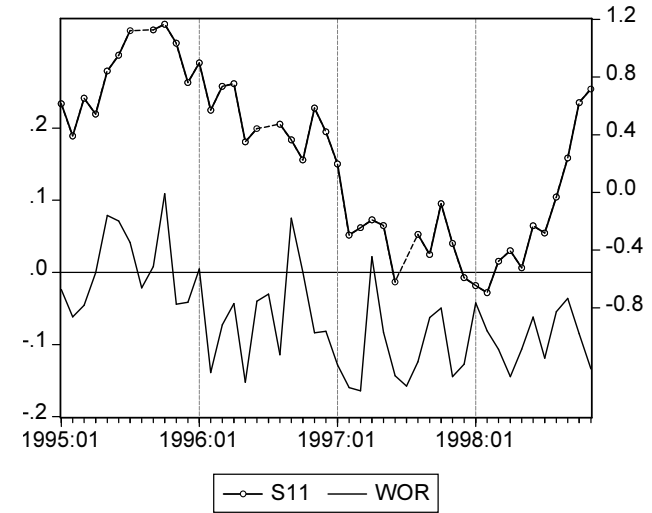


Abbildung 6.17: S11 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-1.6269504
S.D.:	7.3003297
Min:	-18.577778
Max:	17.711111
Obs:	47

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0088687
S.D.:	0.0702535
Min:	-0.1361932
Max:	0.2010118
Obs:	47

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-13.709624
S.D.:	16.908285
Min:	-61.224684
Max:	17.187764
Obs:	47

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0617345
S.D.:	0.0692867
Min:	-0.1641111
Max:	0.1089737
Obs:	47

(a) Statistiken WOR

cor[S11,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.606	0.000
-2	0.565	0.000
-1	0.585	0.000
0	0.484	0.001
1	0.353	0.016
2	0.278	0.065
3	0.198	0.198

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S11,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.673	0.000
-2	0.619	0.000
-1	0.600	0.000
0	0.524	0.000
1	0.398	0.006
2	0.279	0.063
3	0.213	0.166

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S11,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.573	0.000
-2	0.558	0.000
-1	0.594	0.000
0	0.634	0.000
1	0.614	0.000
2	0.570	0.000
3	0.546	0.000

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S11,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.600	0.000
-2	0.611	0.000
-1	0.615	0.000
0	0.584	0.000
1	0.465	0.001
2	0.439	0.003
3	0.434	0.003

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S11	0.595	0.744	0.743
TVS	11.493	0.006	0.003
3 S11	0.865	0.833	0.834
TVS	12.123	0.014	0.007
4 S11	0.782	0.939	0.941
TVS	10.727	0.048	0.030

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S11	2.065	0.365	0.356
TVR	9.088	0.017	0.011
3 S11	2.264	0.527	0.519
TVR	14.188	0.007	0.003
4 S11	1.507	0.824	0.825
TVR	13.052	0.023	0.011

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S11	12.170	0.005	0.002
WOS	0.122	0.941	0.941
3 S11	7.464	0.076	0.058
WOS	1.283	0.734	0.733
4 S11	9.156	0.080	0.057
WOS	2.020	0.732	0.732

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S11	4.811	0.103	0.090
WOR	1.415	0.499	0.493
3 S11	1.224	0.748	0.747
WOR	2.078	0.562	0.556
4 S11	2.875	0.585	0.579
WOR	2.300	0.683	0.681

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.15: Statistiken S11/TVS

Tabelle 6.16: Statistiken S11/TVR

Tabelle 6.17: Statistiken S11/WOS

Tabelle 6.18: Statistiken S11/WOR

Parteitag in Bremen 1998:5. Die SZ schreibt beispielsweise:

„Mach’s noch einmal, Helmut“ – CDU-Parteitag in Bremen: Die Stunde des Kanzlers – Alle haben darauf gewartet, dass der angeschlagene Vorsitzende die letzte Chance ergreift, die Seinen mitzureissen – und Kohl enttäuscht sie nicht (SZ 19.5.1998, S. 3)

Insgesamt lässt sich sowohl in den TV- als auch den Wochenmedien für 1998 eine stetige Verbesserung des Klimas für Kohl feststellen. Parallel dazu steigen auch die Umfragewerte wieder an. Im September liegen sie erstmals seit 1996 wieder im positiven Bereich. Doch für die Bundestagswahl im September 1998 kommt dies zu spät. Der Herausforderer, Gerhard Schröder, kann die Wahl für sich entscheiden. Kohl gibt sich geschlagen und den Parteivorsitz ab. Die abgewählte Regierung und Kohl werden in den Medien aber als „guter Verlierer“ dargestellt, so dass sowohl der Ton in den Medien als auch der Stand in den Meinungsumfragen weiter positiv bleiben. Der Untersuchungszeitraum endet mit dem November 1998.

6.1.6.2 Korrelation

Tabellen 6.15(b), 6.16(b), 6.17(b) und 6.18(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen S11 und TVS, TVR, WOS und WOR.

Bei fast allen betrachteten Konstellationen lassen sich statistisch hochsignifikante positive Korrelationen erkennen. TVS und TVR korrelieren bei drei Lags mit 0,61 bzw. 0,67. Hier ist ein klarer Vorlauf zu erkennen. WOS korreliert kontemporär mit 0,63 und läuft damit gleich. WOR korreliert mit einem Lag mit 0,62 und läuft damit einen Monat vor. Während S11 für zukünftige TV-Berichterstattung ein schlechter Prädiktor ist – die Korrelationskoeffizienten nehmen ab, dementsprechend sinkt das Signifikanzniveau –, lässt sich dieses für die Wochenmedien nicht eindeutig sagen. Insbesondere WOS korreliert gut mit verzögertem S11.

6.1.6.3 Grangerkausalität

Tabellen 6.15(c), 6.16(c), 6.17(c) und 6.18(c) zeigen die Ergebnisse von Grangerkausalitätstest zwischen S11 und TVS, TVR, WOS und WOR.

TVS und TVR sind auf 5%-Niveau oder besser grangerkausal in Hinsicht auf S11. Umgekehrt kann diese Hypothese deutlich verworfen werden. Die Fernsehberichterstattung ist also exogen und grangerkausal in Hinsicht auf die Beliebtheit.

Für die Wochenmedien ergibt sich ein anderes Bild. Während zwischen S11 und WOR kaum lineare Beziehungen vorherrschen, prognostiziert S11 die Reihe WOS recht gut – umgekehrt wiederum kann die Hypothese deutlich verworfen werden. Die Berichterstattung in den Wochenmedien scheint also eher auf Schwankungen in der Beliebtheit des Politikers zu reagieren als sie zu beeinflussen.

6.1.6.4 VAR-Schätzung

Bei der Spezifikation des VAR trat das Problem auf, dass mit den gängigen statistischen Tests nicht zweifelsfrei entschieden werden konnte, ob es sich bei den betrachteten Reihen S11, TVS, WOS, TVR und WOR um stationäre Prozesse handelt oder nicht. Generell wird die Hypothese Einheitswurzel für S11 stark unterstützt, für die Medienreihen wird sie eher abgelehnt, wenn auch nicht eindeutig. Die Differenzenbildung für S11 führt zu sehr schwachen Schätzungen. Da die Power von Einheitswurzeltests bei 47 Beobachtungen zudem schwach ist, scheint es angemessen zu sein, sowohl ein VAR-Modell in Niveaus als auch ein Vector-Error-Correction-Modell zu schätzen.

Die Modelle mit absoluten Medienvariablen (TVS und WOS) wiesen grundsätzlich eine bessere Performance auf, wenn ein Dummy für die Parteitage einbezogen wurde. Ausreißer mussten nicht korrigiert werden, der Dummy PTAG indiziert die Parteitage 1996:9, 1997:10 und 1998:5.

Tabelle 6.19 zeigt die Ergebnisse der trivariaten VAR-Schätzung. In der ersten Gleichung (S11) fällt sofort der hochsignifikante Koeffizient vor der gelagten abhängigen Variablen auf, der sich mit 0,85 nahe an 1 befindet und damit einen möglichen Einheitswurzelprozess signalisiert. Auch TVS(-1) ist hochsignifikant, während die Wochenmedienberichterstattung wie die Parteitage keine Rolle spielen.

In der zweiten und dritten Gleichung (TVS und WOS) ist ein untypischer positiver signifikanter Koeffizient vor S11(-1) festzustellen. Die Koeffizienten vor den gelagten Medienreihen sind sämtlich insignifikant. PTAG ist für TVS hochsignifikant, für WOS insignifikant.

Der Erklärungsgrad von $\bar{R}^2 = 0,88$ ist für S11 gut, für TVS und WOS mit 0,27 bzw. 0,37 eher schlecht. Die Residuen sind mit hoher Wahrscheinlichkeit multivariat normalverteilt und weisen starke Anzeichen für die Abwesenheit von serieller Korrelation auf.

In Abbildung 6.18 sind die Impulse-Response-Funktionen dargestellt. Schocks in S11 haben auf alle drei endogenen Variablen Auswirkungen. Dies unterscheidet den Fall Kohl von den meisten anderen Politikern, bei denen die Skalometervariable meistens nicht dazu beiträgt, das Medienverhalten zu erklären. Schocks in TVS haben deutlichen Einfluss auf S11 und einen etwas weniger großen auf WOS. Der Einfluss auf WOS wird im Übrigen vermittelt durch S11. WOS selbst scheint hingegen kaum eine Rolle zu spielen. Schocks auf diese Variable stören das Gesamtsystem kaum.

Das Gesamtergebnis lautet also: Es muss von einer starken Wirkung der TV-Berichterstattung auf das Meinungsklima ausgegangen werden. Umgekehrt wirkt aber das Meinungsklima auch auf die TV- und die Wochenmedienberichterstattung zurück. Die Medien untereinander treten nicht in Wechselwirkung, ebensowenig wirkt die Wochenmedienberichterstattung auf das Meinungsklima.

6.1.6.5 ECM-Schätzung

Aufgrund der Uneindeutigkeit bei den Einheitswurzeltests wurde ein Error-Correction-Modell geschätzt. Zur Vergleichbarkeit wurden dieselben Variablen wie in Abschnitt 6.1.6.4 verwendet. Tabelle 6.20 zeigt die Ergebnisse der Schätzung.

Die Kointegrationstests ergaben zwei Kointegrationsbeziehungen zwischen den drei Variablen S11,

VAR-Estimates

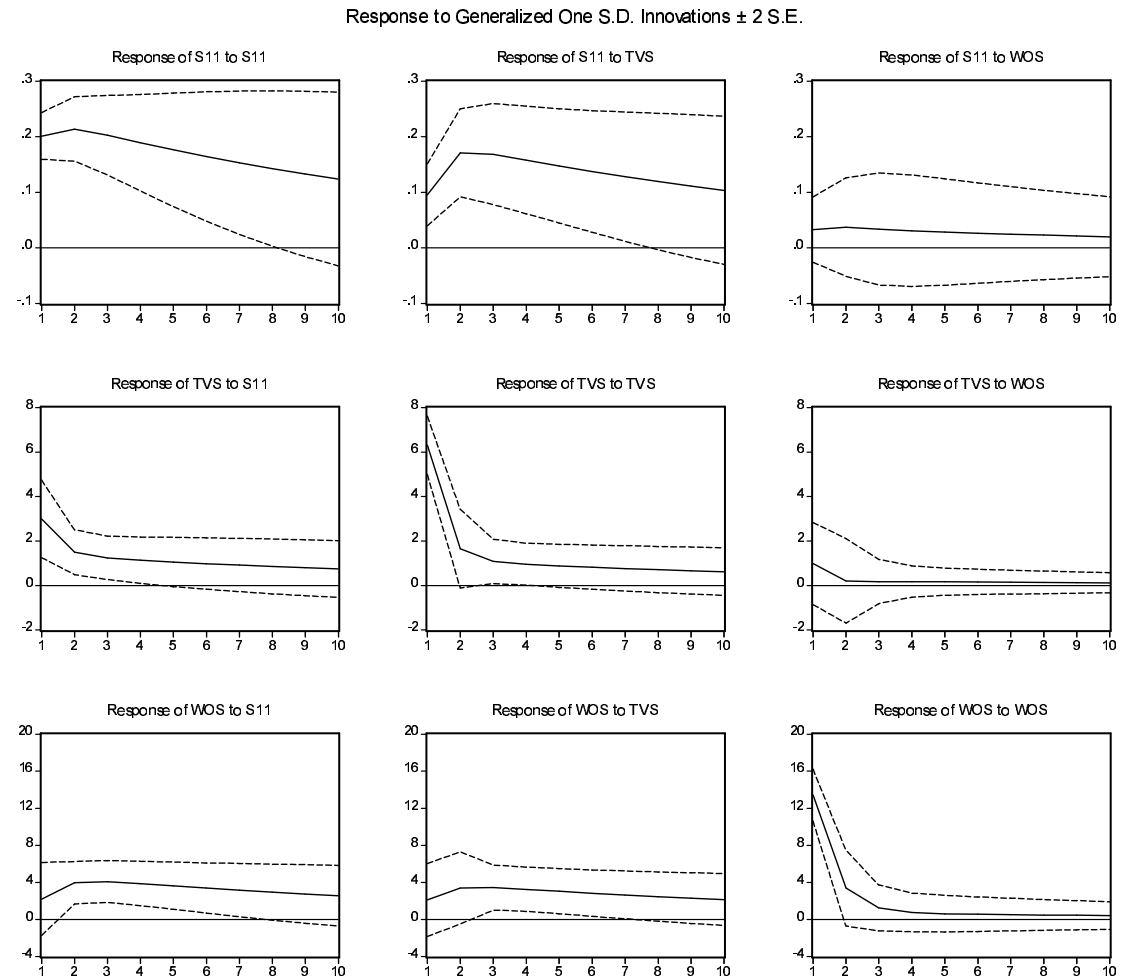
Sample: 1995:02 1998:1

Obs: 46

	S11	TVS	WOS
S11(-1)	0.8536 0.000	4.6200 0.048	13.4987 0.008
TVS(-1)	0.0143 0.004	0.1963 0.192	0.2681 0.400
WOS(-1)	-0.0004 0.875	-0.0105 0.884	0.1999 0.198
C	0.0515 0.350	-3.3986 0.053	-14.4341 0.000
DPTAG	0.0544 0.662	13.5555 0.001	8.5132 0.308

R2	0.8875248	0.3354614	0.4294869
adj. R2	0.8765516	0.2706284	0.3738271
mean dep.	0.2323404	-1.6362319	-14.005412
s.d. dep.	0.5727242	7.3807184	16.971734
s.e. eq.	0.2012279	6.3033739	13.429918

Tabelle 6.19: VAR-Schätzungen für S11, TVS und WOS



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.18: Impulse-Response-Funktionen für S11, TVS und WOS

TVS und WOS. Die Kointegrationsvektoren wurden so normiert, dass der Koeffizient vor S11 gleich 1 ist. Die beiden Kointegrationsgleichungen, die das Gleichgewicht zwischen S11 und TVS bzw. WOS beschreiben, lauten:

$$\text{CointEq1}_t = \text{S11}_t - 0,15 \text{TVS}_t - 0,47 + \epsilon_{1t} \quad (6.1)$$

und

$$\text{CointEq2}_t = \text{S11}_t - 0,05 \text{WOS}_t - 0,96 + \epsilon_{2t} \quad (6.2)$$

Damit besitzen die Kointegrationsgleichungen die erwartete Form und die passenden Vorzeichen.

Für die endogene Variable $D(\text{S11})$ besitzt die erste Kointegrationsgleichung einen signifikanten Koeffizienten mit passendem Vorzeichen. Der Fehlerkorrekturfaktor für S11 bei einem Ungleichgewicht zwischen S11 und TVS beträgt ca. 15%. Der Koeffizient vor der zweiten Kointegrationsgleichung ist insignifikant. S11 reagiert damit nicht auf ein Ungleichgewicht zwischen S11 und WOS. $D(\text{TVS})$ reagiert ebenfalls auf ein Ungleichgewicht zwischen TVS und S11. Der Korrekturfaktor beträgt 0,47%. Dagegen reagiert TVS, genauso wie S11, nicht auf ein Ungleichgewicht zwischen S11 und WOS. $D(\text{WOS})$ besitzt vor der zweiten Kointegrationsgleichung einen hochsignifikanten Koeffizienten. Der Korrekturfaktor beträgt 95%.

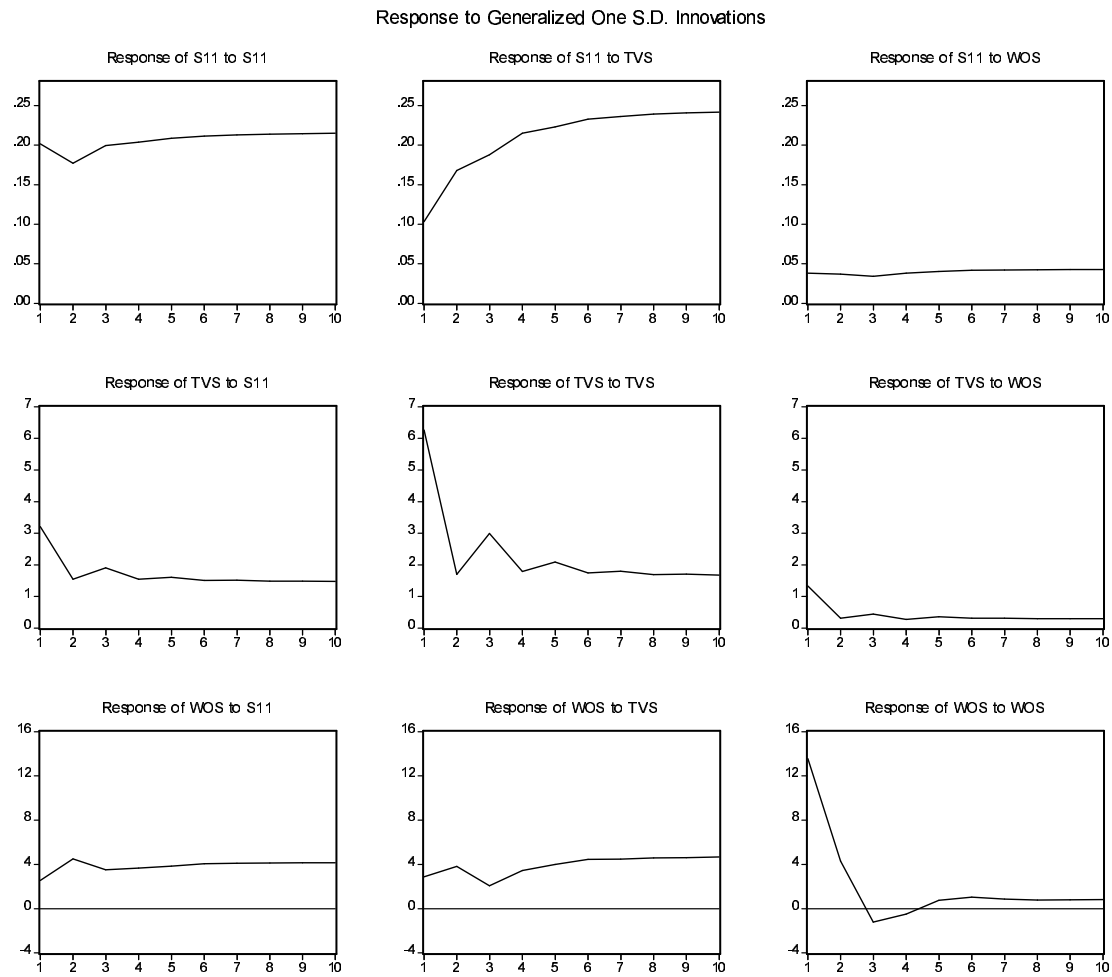
Die Impulse-Response-Analyse spiegelt die Ergebnisse wieder. S11 passt sich mit langsamer Geschwindigkeit an einen Schock in TVS an. Erst in $t = 6$ ist das langfristige Gleichgewicht wieder hergestellt. Ein Schock in WOS macht sich hingegen über die Korrelation der Residuen hinaus (Response in Periode $t = 1$) nicht bemerkbar.

TVS reagiert auf Schocks in S11 deutlich, der neue Gleichgewichtszustand wird aber bereits in $t = 2$ erreicht. Auf Schocks in WOS reagiert TVS langfristig kaum. WOS reagiert auf Schocks in S11 und TVS, während sich Schocks in WOS bereits in $t = 3$ verlieren.

Insgesamt bestätigt sich die Analyse aus der VAR-Schätzung: Fernsehberichterstattung und Meinungsklima wechselwirken stark miteinander. Beide entfalten Einfluss auf die Wochenmedienberichterstattung, welche selbst auf das System kaum Auswirkungen ausübt.

Vector Error Correction Estimates			
Sample: 1995:03 1998:11			
Obs: 45			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
S11(-1)	1.000000	1.000000	
TVS(-1)	-0.146796 (0.02297) [-6.39203]	0.000000	
WOS(-1)	0.000000	-0.051621 (0.00752) [-6.86028]	
C	-0.471109	-0.955261	
Error Correction:	D(S11)	D(TVS)	D(WOS)
CointEq1	-0.151399 (0.05418) [-2.79457]	3.220726 (1.68209) [1.91472]	0.109173 (3.63936) [0.03000]
CointEq2	0.024367 (0.05851) [0.41644]	0.387317 (1.81676) [0.21319]	18.38302 (3.93074) [4.67674]
D(S11(-1))	-0.256353 (0.15773) [-1.62530]	1.012561 (4.89714) [0.20677]	-3.245514 (10.5955) [-0.30631]
D(TVS(-1))	-0.005269 (0.00574) [-0.91799]	-0.327692 (0.17822) [-1.83868]	0.260107 (0.38560) [0.67455]
D(WOS(-1))	0.000595 (0.00252) [0.23610]	0.010939 (0.07823) [0.13984]	0.199688 (0.16925) [1.17982]
C	0.005539 (0.03149) [0.17588]	-0.750290 (0.97781) [-0.76732]	-0.390930 (2.11558) [-0.18479]
DPTAG	0.063161 (0.12807) [0.49318]	14.18152 (3.97633) [3.56648]	5.273293 (8.60319) [0.61295]
R-squared	0.245988	0.585108	0.437318
Adj. R-squared	0.126933	0.519598	0.348473
S.E. equation	0.201758	6.264264	13.55336
Mean dependent	0.007228	0.052840	-0.017909
S.D. dependent	0.215927	9.037907	16.79116

Tabelle 6.20: ECM-Schätzungen für S11, TVS und WOS



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.19: Impulse-Response-Funktionen für S11, TVS und WOS

6.1.7 Oskar Lafontaine

6.1.7.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.20, 6.21, 6.22 und 6.23 zeigen die Bewertungen des Politikers Oskar Lafontaine in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.¹

Im Zuge des Mannheimer Parteitages mit seiner Wahl zum Parteichef am 16.11.1995 erhält der Politiker die positivste im Untersuchungszeitraum gemessene Medienbewertung. Das Skalometer folgt der Bewertung zeitverzögert. Nach 100 Tagen Parteivorsitz wird eine weit gehend kritische Bilanz in den Medien gezogen. Unter der Überschrift „Was macht eigentlich Herr Lafontaine?“ bemerkt die Süddeutsche Zeitung vom 23.2.1996:

Beim legendären SPD-Parteitag von Mannheim hat Oskar Lafontaine die Sporen angeschnallt und ist entschlossen aufs Pferd gesprungen. Das war vor hundert Tagen. Bisher aber hat ihn noch keiner reiten sehen. Lafontaine sitzt im Sattel - und weiß offenbar nicht so genau, was er dort machen soll. Er hält die Zügel und scheint froh darüber zu sein, dass das Pferd nicht mehr rückwärts geht.

Es ist ruhig geworden um die SPD. In den ersten Wochen nach Mannheim haben sich die Genossen darüber gefreut, endlich aus den negativen Schlagzeilen zu sein. Mittlerweile stellen sie aber einigermaßen erschrocken fest, dass sie nun überhaupt keine mehr machen. Gerhard Schröder aus Niedersachsen macht weiterhin Spektakel, Lafontaine macht nichts - jedenfalls nichts, was nach außen dringt. ... Noch sind viele bereit, die hundert Tage Unauffälligkeit als Teil einer Strategie zu bewerten. Weniger Wohlmeinende sagen, sie sei Teil der dem Ministerpräsidenten Lafontaine eigenen Bequemlichkeit.

Dieser Sympathieumschlag spiegelt sich auch in einem Einbruch im Skalometer wieder, das in 1996:4 negative Werte erreicht. In 1997:11-12 erreichte der Machtkampf zwischen Lafontaine und Schröder seinen vorläufigen Höhepunkt. Dabei kam Lafontaine in der Medienbewertung weitaus besser weg als sein innerparteilicher Konkurrent. Auf dem SPD-Parteitag wurde er als SPD-Vorsitzender wiedergewählt. Dies brachte dem Politiker einen erneuten Anstieg in der Gunst der Bevölkerung. In 1998:2 gewinnt Schröder allerdings deutlich die Wahl in Niedersachsen und wird als Kanzlerkandidat der SPD nominiert. Die Bewertung in Medien und im Skalometer für Lafontaine knicken umgehend ein.

In 1998:9 gewinnt die SPD sowohl die Bundestagswahl als auch kurz vorher unter Führung von Lafontaine die Wahl im Saarland. In der Bewertung von Medien und Bevölkerung kann Lafontaine profitieren. Das Skalometer erreicht sein Allzeithoch im Untersuchungszeitraum. Doch die Rolle als Finanzminister scheint dem Politiker nicht zu liegen. Der frühe Konflikt mit der Bundesbank um Zinssenkungen führt zu einem Einbruch der Bewertung bereits zwei Monate nach der Wahl. Am 11.3.1999 erklärt Lafontaine

¹Die Messung in den Medien endet zum 12.3.1999, so dass der Einbruch in den Medienreihen nicht mehr zum Ausdruck kommt. Während die Werte für 1999:3 in den Grafiken 6.20, 6.21, 6.22 und 6.23 noch ausgewiesen sind, wurden sie für die Statistiken in Tabellen 6.21, 6.22, 6.23 und 6.24 nicht berücksichtigt.

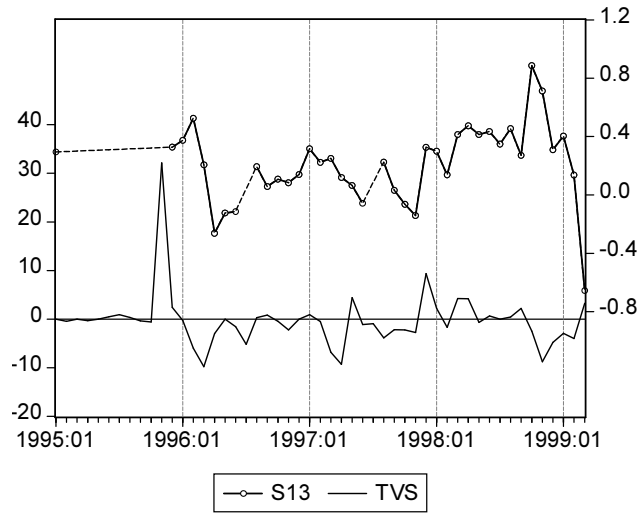


Abbildung 6.20: S13 gegen TVS

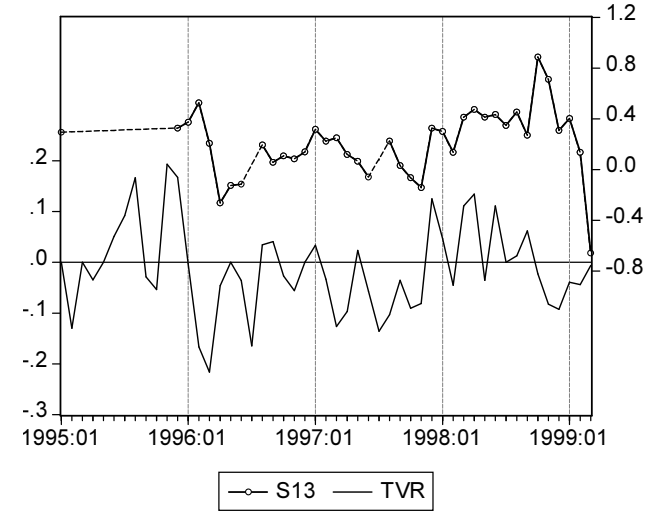


Abbildung 6.21: S13 gegen TVR

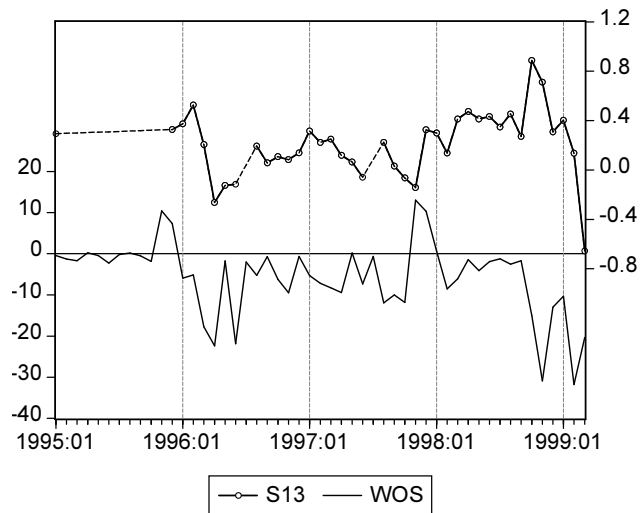


Abbildung 6.22: S13 gegen WOS

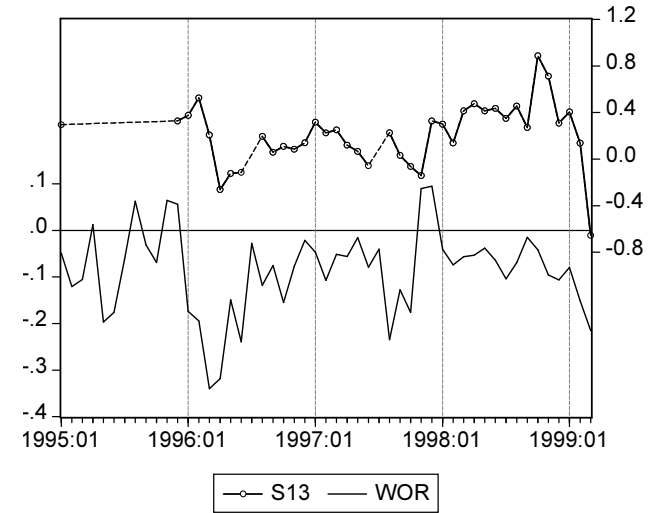


Abbildung 6.23: S13 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-0.3720000
S.D.:	5.8237571
Min:	-9.7777778
Max:	32.133333
Obs:	50

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0134951
S.D.:	0.0894408
Min:	-0.2162621
Max:	0.1930581
Obs:	50

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-5.3219409
S.D.:	8.8487272
Min:	-31.774262
Max:	12.998945
Obs:	50

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0849849
S.D.:	0.0911330
Min:	-0.3401017
Max:	0.0948482
Obs:	50

(a) Statistiken WOR

cor[S13,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.431	0.002
-2	0.326	0.024
-1	0.238	0.100
0	0.080	0.582
1	-0.136	0.348
2	-0.063	0.667
3	-0.026	0.861

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S13,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.481	0.001
-2	0.515	0.000
-1	0.377	0.008
0	0.229	0.109
1	0.017	0.906
2	0.003	0.983
3	0.104	0.483

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S13,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.346	0.017
-2	0.273	0.061
-1	0.297	0.038
0	0.013	0.929
1	-0.276	0.052
2	-0.180	0.216
3	-0.250	0.086

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S13,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.392	0.006
-2	0.445	0.002
-1	0.488	0.000
0	0.225	0.117
1	-0.068	0.637
2	-0.102	0.487
3	-0.109	0.459

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S13	0.944	0.627	0.624
TVS	4.934	0.097	0.085
3 S13	0.775	0.855	0.855
TVS	11.101	0.019	0.011
4 S13	0.492	0.973	0.974
TVS	11.054	0.042	0.026

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S13	0.148	0.929	0.929
TVR	10.349	0.010	0.006
3 S13	1.281	0.735	0.734
TVR	15.645	0.004	0.001
4 S13	3.077	0.552	0.545
TVR	15.449	0.010	0.004

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S13	10.177	0.010	0.006
WOS	8.873	0.018	0.012
3 S13	10.632	0.023	0.014
WOS	9.918	0.030	0.019
4 S13	11.382	0.037	0.023
WOS	9.400	0.072	0.052

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S13	2.427	0.307	0.297
WOR	12.569	0.004	0.002
3 S13	2.217	0.535	0.529
WOR	13.336	0.009	0.004
4 S13	2.579	0.634	0.631
WOR	13.495	0.019	0.009

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.21: Statistiken S13/TVS

Tabelle 6.22: Statistiken S13/TVR

Tabelle 6.23: Statistiken S13/WOS

Tabelle 6.24: Statistiken S13/WOR

seinen Rücktritt von allen Ämtern. Im selben Monat und am Ende des Untersuchungszeitraums erreicht der Politiker sein Allzeittief.

6.1.7.2 Korrelation

Tabellen 6.21(b), 6.22(b), 6.23(b) und 6.24(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen S13 und TVS, TVR, WOS und WOR. Die Korrelationen insgesamt fallen deutlich niedriger aus als bei anderen Politikern (man vergleiche etwa Tabellen 6.15(b), 6.16(b), 6.17(b) und 6.18(b)). Bei WOS gibt es sogar signifikante negative Korrelationen zwischen S13 und zukünftigen WOS – steigt die Beliebtheit des Lafontaines, wird die Berichterstattung negativer und umgekehrt. TVS scheint mit einer Korrelation von 0,43 drei Monate, TVR mit einer Korrelation von 0,52 um zwei Monate vorzulaufen. Es gibt keine Korrelation zwischen S13 und zukünftiger TV-Berichterstattung. WOS korreliert nur schwach (Vorlauf von 3 Monaten bei Korrelation von 0,35), und WOR läuft einen Monat mit einer Korrelation von 0,49 voraus.

6.1.7.3 Grangerkausalität

Tabellen 6.21(c), 6.22(c), 6.23(c) und 6.24(c) zeigen die Ergebnisse der Grangerkausalitätstests zwischen S13 und TVS, TVR, WOS und WOR.

Es ist eine klare Beziehung von den Medienreihen in Richtung S13 zu erkennen. Die jeweiligen Tests sind sämtlich signifikant. Umgekehrt ist die Evidenz schwach: Die TV-Reihen werden von S13 überhaupt nicht signifikant beeinflusst. Dasselbe gilt für WOR. Allein WOS und S13 üben wechselseitigen Einfluss aufeinander aus. Die Ergebnisse aus Abschnitt 6.1.7.2 legen aber nahe, dass der Einfluss von S13 auf WOS höchstwahrscheinlich das „falsche“ negative Vorzeichen aufweist.

6.1.7.4 VAR-Schätzung

In einem weiteren Schritt wurde ein einfaches vektorautoregressives Modell geschätzt, um das Ausmaß der wechselseitigen Einflüsse festzustellen. Tabelle 6.25 zeigt die Ergebnisse des trivariaten Ansatzes mit den endogenen Variablen S13, TVR und WOR. DREG wurde definiert als Dummyvariable mit $DREG = 1$ für die Regierungszeit ab 1998:11 und 0 sonst.

Der Erklärungsgrad ist für alle drei Variablen nicht besonders hoch, insbesondere für die Medienreihen findet sich der typisch geringe Erklärungsgrad von nur 19% (TVR) bzw 13% (WOR). Im Gegensatz zum Fall Fischer (vgl. 6.1.4.4) schlägt sich die Funktion als Minister negativ in der Beliebtheit nieder.

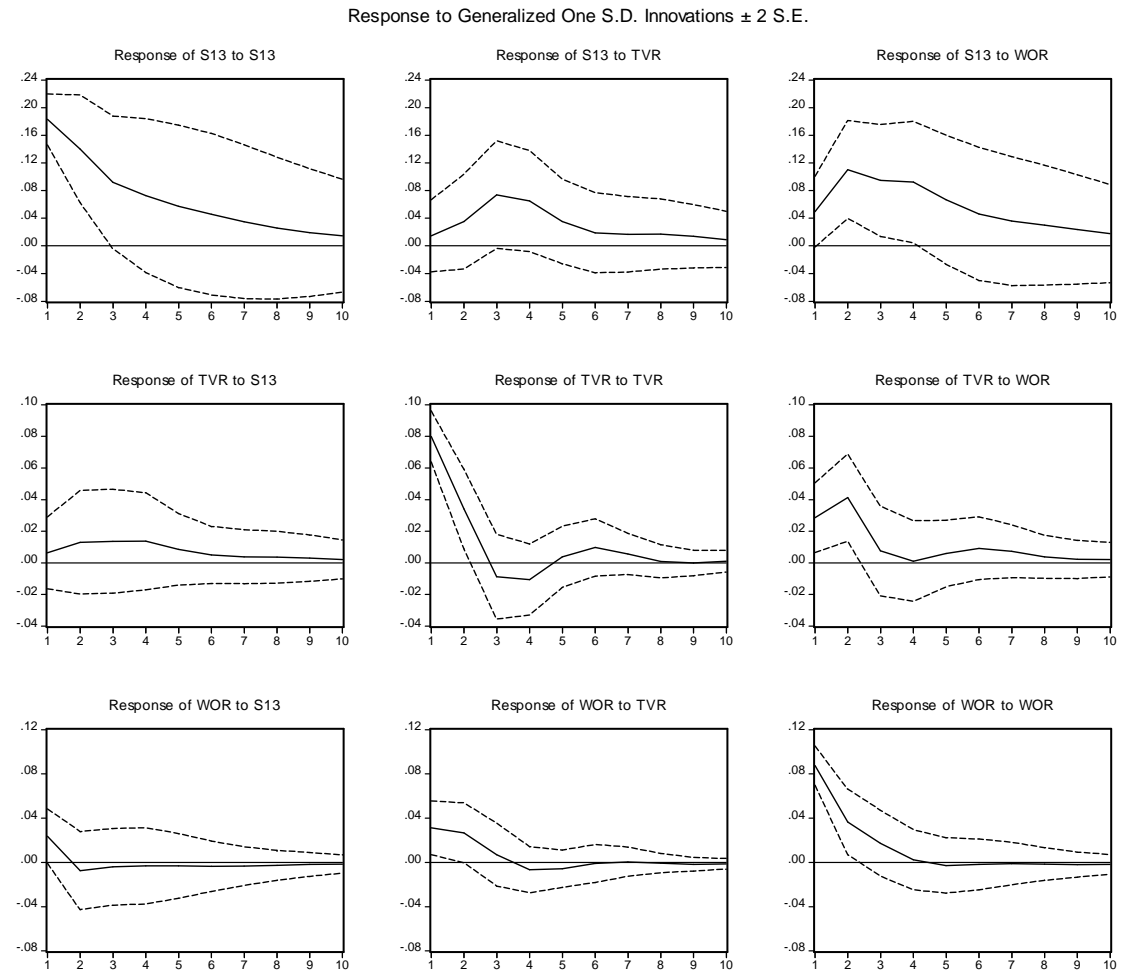
Zusätzliche Wald-Tests (nicht ausgewiesen) ergaben, dass die Lags von TVR und WOR jeweils gemeinsam signifikant für S13 sind. Umgekehrt sind die Lags von S13 insignifikant für die Medienreihen. Während Lags von WOR gemeinsam signifikant für TVR sind, gilt dies umgekehrt nicht. Es liegt also folgende Grangerkausalkette vor: WOR ist kausal für TVR und S13, TVR ist kausal für S13.

Abbildung 6.24 zeigt die Impulse-Response-Funktionen. Die erste Zeile zeigt die Auswirkungen von Schocks un S13, TVR und WOR auf S13. Die Medien entfalten in $t = 2$ (WOR) bzw. $t = 3$ (TVR), also nach 1 bzw. 2 Monaten, ihre maximale Wirkung. Steigt bspw. die Bewertung in der Berichterstattung

VAR-Estimates
Sample: 1995:03 1999:0
Obs: 49

	S13	TVR	WOR
S13(-1)	0.6506 0.001	0.0133 0.874	-0.1010 0.273
S13(-2)	0.0642 0.712	0.0924 0.228	0.0529 0.525
TVR(-1)	-0.0340 0.924	0.2767 0.081	0.1908 0.267
TVR(-2)	0.4523 0.217	-0.3089 0.057	-0.1252 0.473
WOR(-1)	0.9045 0.016	0.3739 0.022	0.4119 0.021
WOR(-2)	-0.2867 0.448	-0.1690 0.308	0.0737 0.683
C	0.1300 0.049	-0.0124 0.660	-0.0312 0.315
DREG	-0.2202 0.041	-0.0659 0.156	-0.0260 0.605
R2	0.5338342	0.3069203	0.2537130
adj. R2	0.4542449	0.1885896	0.1262982
mean dep.	0.2200148	-0.0112556	-0.0876378
s.d. dep.	0.2475208	0.0887551	0.0936482
s.e. eq.	0.1828566	0.0799491	0.0875349

Tabelle 6.25: VAR-Schätzungen für S13, TVR und WOR



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.24: Impulse-Response-Funktionen für S13, TVR und WOR

der Wochenmedien um 8,8 Prozentpunkte, so wird ein Anstieg von 0,11 Punkten in der Beliebtheit des Politikers einen Monat später erwartet. Ein entsprechender Anstieg in den TV-Sendungen um 8,9 Prozentpunkte resultiert in einer Verbesserung der Umfrageergebnisse von nur 0,035 im nächsten, aber 0,074 im übernächsten Monat.

Die zweite Zeile der Abbildung 6.24 verdeutlicht das Ergebnis der Wald-Tests. Einem Schock in der WO-Berichterstattung folgt ein deutlicher Ausschlag in $t = 2$ der TV-Berichterstattung. Schocks in S13 bewirken nur einen geringen positiven Effekt in TVR. Für WOR lässt sich nur ein marginal positiver Einfluss eines TVR-Shocks in $t = 2$ feststellen.

Insgesamt bestätigen sich die Ergebnisse aus Abschnitt 6.1.7.3 und die Voraussagen der klassischen Medienwirkungshypothese: Beide Medienvariablen üben einen Einfluss auf die Meinungsvariable aus. Der Effekt der Wochenmedien wirkt dabei schneller und deutlicher. Zusätzlich liegt ein Einfluss der Wochen- auf die TV-Medien vor. Die optimale Wirkungsspanne der TV-Medien liegt bei zwei Monaten, die der Wochenmedien bei einem Monat.

6.1.8 Angela Merkel

6.1.8.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.25, 6.26, 6.27 und 6.28 zeigen die Bewertungen der Politikerin Angela Merkel in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Eine nennenswerte Medienpräsenz beginnt mit der Wahl zur Generalsekretärin der CDU in 2000:2. Die Wahl wird begleitet von einer, was ihre innerparteiliche Stellung betrifft, nicht ganz unambivalenten Welle der Sympathie, wie folgendes Zitat aus der SZ vom 5.2.2000 belegt:

Angela Merkel hat, begünstigt und beschützt vom Image der harmlosen Ostfrau, eine der erstaunlichsten Politikkarrieren der Nachkriegszeit hingelegt: In zehn Jahren von null auf hundert, von der Pressesprecherin des Demokratischen Aufbruchs zur Abgeordneten, zur Frauenministerin, zur stellvertretenden Vorsitzenden der CDU, zur Landesvorsitzenden in Mecklenburg-Vorpommern, zur Umweltministerin und schließlich zur Generalsekretärin der CDU.

Und jetzt, in der großen Not ihrer Partei, wird sie plötzlich sogar als mögliche Parteivorsitzende und Kanzlerkandidatin gehandelt, von der Bild-Zeitung allerdings vor allem, die sie immer gönnerhaft die "tapfere Frau Merkel" nennt, und gerne auch von den Männern in der Partei, die noch eine Weile von sich ablenken möchten, während sie sich selbst auf die Machtübernahme vorbereiten

Nach 2000:4 wird es ruhiger um die Politikerin. Sie kann sich erst mit dem Vorstoß zur „Neuen Sozialen Marktwirtschaft“ in 2001:3 wieder kurz ins Rampenlicht bringen.

Die Kurven für Merkel und Künast weisen einen ähnlichen Verlauf auf: Ein singuläres Ereignis (Ernennung in ein Amt) katapultiert Berichterstattung und Bewertung zunächst in einen hohen positiven Bereich. Beim Ausbleiben weiterer positiver Meldungen ebbt die so gewonnene Sympathie allerdings schnell ab.

6.1.8.2 Korrelation

Die in den Tabellen 6.26(b), 6.27(b), 6.28(b) und 6.29(b) ausgewiesene Struktur der Kreuzkorrelationen deutet auf einen klaren Vorlauf der Medienreihen gegenüber der Reihe S14 hin. Die Korrelationen von gelagten Medienreihen und S14 sind jeweils hochsignifikant. Der Vorlauf lässt sich auf einen Monat beziffern, dort liegen die maximalen Korrelationen vor.

Die Korrelationen sind bei den TV-Reihen höher als für bei den WO-Reihen, und für TVS bzw. WOS höher als für TVR bzw. WOR. Die höchste Korrelation findet sich mit 0,82 zwischen S14 und TVS(-1).

6.1.8.3 Grangerkausalität

Die in den Tabellen 6.26(c), 6.27(c), 6.28(c) und 6.29(c) ausgewiesenen Ergebnisse der bivariaten Grangerkausalitätstests lassen nicht in jeder Hinsicht eindeutige Schlussfolgerungen zu. Gut abgesichert ist der

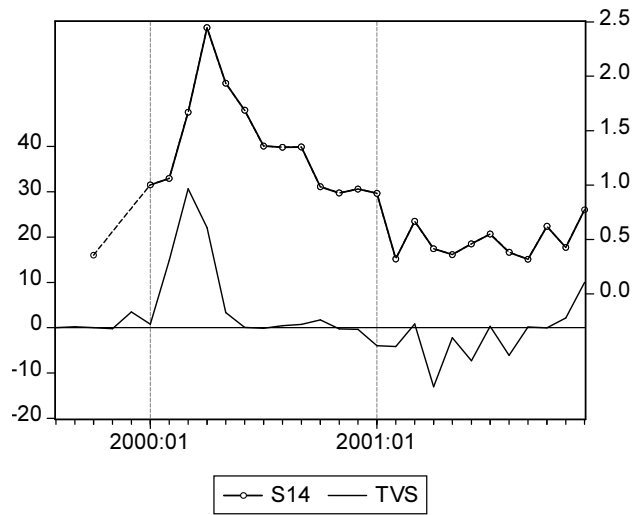


Abbildung 6.25: S14 gegen TVS

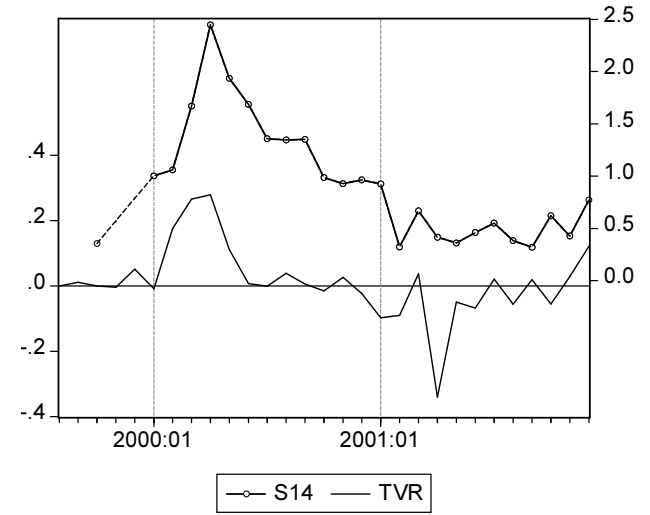


Abbildung 6.26: S14 gegen TVR

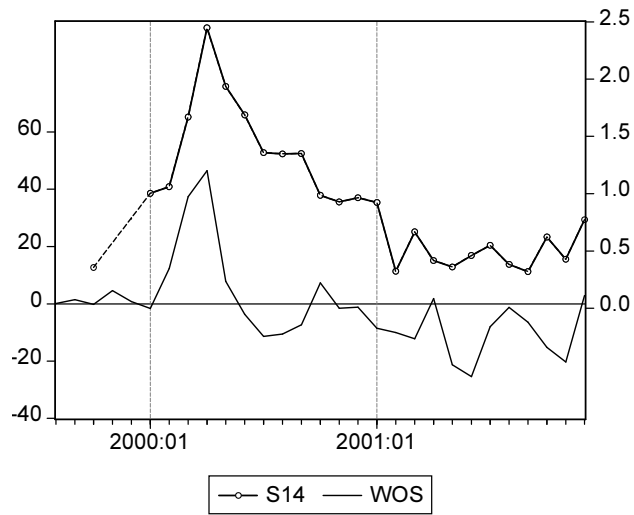


Abbildung 6.27: S14 gegen WOS

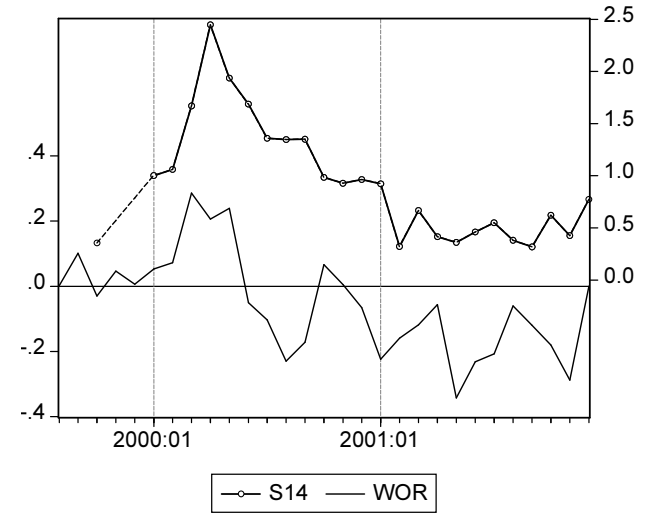


Abbildung 6.28: S14 gegen WOR

stats for TVS	
Mean:	1.8643678
S.D.:	8.4005886
Min:	-13.044444
Max:	30.666667
Obs:	29

(a) Statistiken TVS

stats for TVR	
Mean:	0.0136765
S.D.:	0.1128876
Min:	-0.3397822
Max:	0.2791941
Obs:	29

(a) Statistiken TVR

stats for WOS	
Mean:	-1.4806853
S.D.:	14.979957
Min:	-25.421941
Max:	46.497890
Obs:	29

(a) Statistiken WOS

stats for WOR	
Mean:	-0.0536497
S.D.:	0.1539128
Min:	-0.3425725
Max:	0.2856474
Obs:	29

(a) Statistiken WOR

cor[S14,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.585	0.002
-2	0.722	0.000
-1	0.822	0.000
0	0.614	0.001
1	0.253	0.213
2	0.116	0.580
3	-0.072	0.737

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S14,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.535	0.005
-2	0.656	0.000
-1	0.768	0.000
0	0.626	0.000
1	0.314	0.118
2	0.220	0.291
3	-0.022	0.917

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S14,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.518	0.007
-2	0.618	0.001
-1	0.700	0.000
0	0.651	0.000
1	0.387	0.051
2	0.149	0.479
3	0.020	0.927

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S14,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.600	0.001
-2	0.611	0.001
-1	0.648	0.000
0	0.602	0.001
1	0.450	0.021
2	0.234	0.259
3	0.051	0.811

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S14	3.260	0.221	0.196
TVS	36.637	0.000	0.000
3 S14	6.621	0.125	0.085
TVS	35.921	0.000	0.000
4 S14	14.063	0.035	0.007
TVS	36.289	0.001	0.000

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S14	1.123	0.579	0.570
TVR	12.507	0.008	0.002
3 S14	3.296	0.377	0.348
TVR	11.417	0.030	0.010
4 S14	5.854	0.266	0.210
TVR	12.096	0.054	0.017

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S14	1.613	0.460	0.446
WOS	4.193	0.149	0.123
3 S14	1.299	0.732	0.729
WOS	4.355	0.263	0.226
4 S14	4.865	0.348	0.301
WOS	3.770	0.468	0.438

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S14	4.365	0.139	0.113
WOR	5.606	0.085	0.061
3 S14	4.779	0.228	0.189
WOR	6.921	0.113	0.074
4 S14	7.811	0.157	0.099
WOR	8.099	0.146	0.088

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.26: Statistiken S14/TVS

Tabelle 6.27: Statistiken S14/TVR

Tabelle 6.28: Statistiken S14/WOS

Tabelle 6.29: Statistiken S14/WOR

Einfluss von TVR und TVS auf S14. Für TVS sind die Ergebnisse signifikant auf 1%-Niveau, für TVR auf 1%- und 5%-Niveau. Für Spezifikationen mit 4 Lags signalisieren die Tests einen Einfluss von S14 auf TVS, außerhalb dessen gibt es keine Hinweise für eine Wirkung von S14 auf die Medien. Umgekehrt gibt es auch keine Anzeichen für eine Wirkung von WOS, und nur schwache Anzeichen einer Wirkung von WOR.

Die Betrachtung der Grangerkausalitätstest unterstützt insgesamt also stark die Annahme starker Wirkungen der TV-Medien.

6.1.9 Friedrich Merz

6.1.9.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.29, 6.30, 6.31 und 6.32 zeigen die Bewertungen des Politikers Friedrich Merz in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Die Popularität des Politikers nimmt im Untersuchungszeitraum kontinuierlich ab, erst gegen Ende stabilisiert sie sich auf einem Niveau im negativen Bereich. Auch die Berichterstattung ist selten positiv und wird mehrere Male von Einbrüchen geprägt, wie das folgende Zitat aus der SZ vom 15.7.2000 belegt:

Die erste Niederlage muss der Politiker in der Auseinandersetzung um die Steuerreform einstecken. Die Regierungsvorlage ging gegen Merz' Willen durch den Bundesrat, was ihm negative Medienkommentare und eine angeschlagene innerparteiliche Stellung einbrachte:

Seit Wochen hört man bei Hintergrundgesprächen mit CDU-Leuten in Berlin, aber auch mit angereisten Mitgliedern der CSU-Führung, Kritik an Merzens Arbeit und Kompetenz... In Berlin – und zwar quer durch die Parteien – wurde die Abstimmung im Bundesrat auch als eine Bewertung der ersten Monate des Fraktionschefs Merz verstanden. „Merz ist durchgefallen“, sagte am Freitag einer aus der CDU-Führung knapp und brutal.

Nur drei Monate später wird Merz seiner Führungsrolle im Streit um den bevorstehenden Bundestagswahlkampf erneut nicht gerecht. Wieder schreibt die SZ (13.10.2000, S. 4) Negatives:

Merz hat durch seine, in Partei und Fraktion nicht abgestimmte Bemerkung, man könne ja einen Zuwanderungs- und Asylwahlkampf führen, in erster Linie der CDU ein Problem beschert. Das Geißler-Lager schimpft, Merkel schweigt und Koch solidarisiert sich. Zwar darf man in der Union heute nicht darüber reden, wer 2002 Kanzlerkandidatin wird, aber wie sie ihren Wahlkampf führen soll, will Merz schon mal festlegen.

Natürlich ist es Merz auch gelungen, die aus seiner Sicht üblichen Verdächtigen - amnesty, die Rotgrünen, die linke Presse - gegen sich aufzubringen. Er glaubt wohl, dass so viel Feind ihm bei den Seinen die ersehnte Ehr einbringen könnte. Dies ist ein Trugschluss. Die erfahreneren Leute in der Führung von Fraktion und Partei wissen, dass man Wahlkampf-Themen, vor allem polarisierende, nicht im Alleingang zwei Jahre vorher ankündigt. Das nämlich gibt die Schlagzeile: „Streit in der Union“, und wer so etwas verschuldet, wäre sogar ein schlechter Generalsekretär.

2001:2 schlägt sich Merz selbst als Kanzlerkandidat vor, was ihm erneut Kritik und schlechte Bewertungen einbringt. Danach leistet sich der Politiker keine weiteren Fehlritte, so dass sich gegen Ende die Umfragewerte auf niedrigem Niveau stabilisieren.

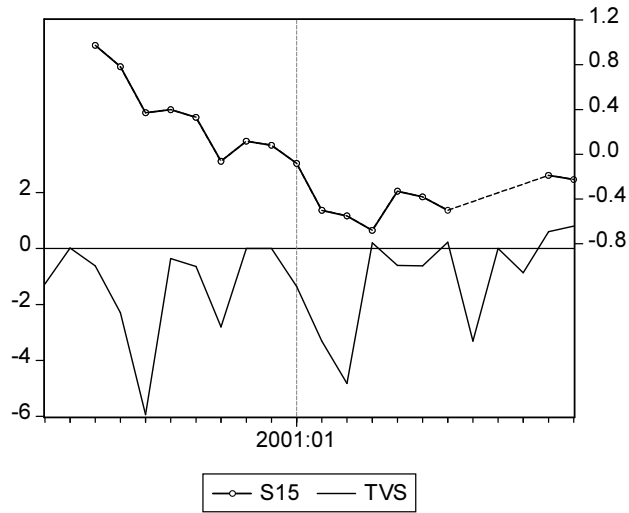


Abbildung 6.29: S15 gegen TVS

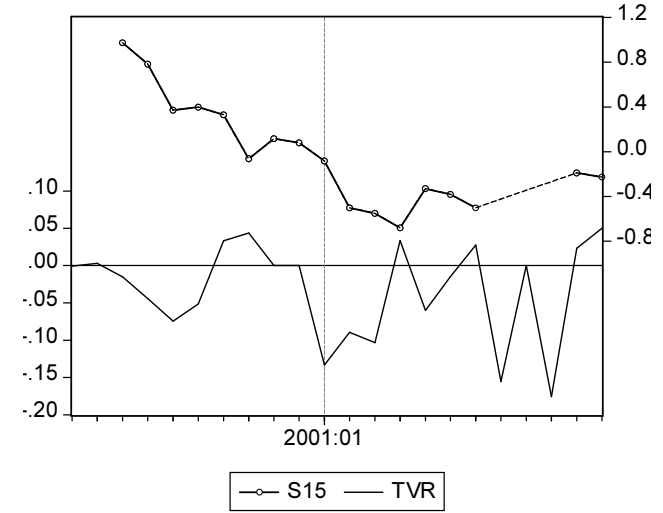


Abbildung 6.30: S15 gegen TVR

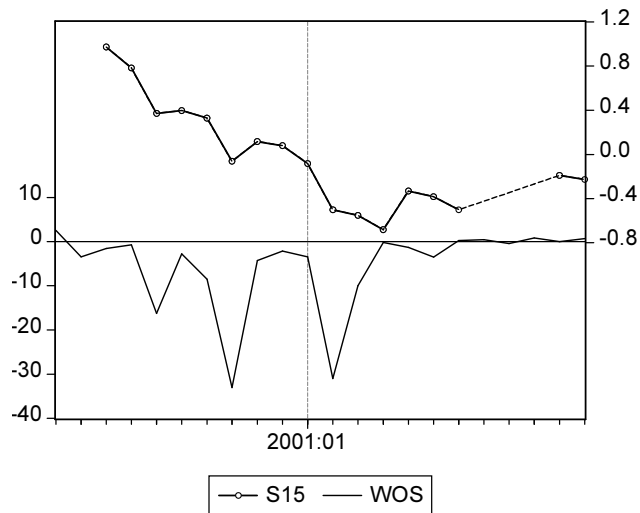


Abbildung 6.31: S15 gegen WOS

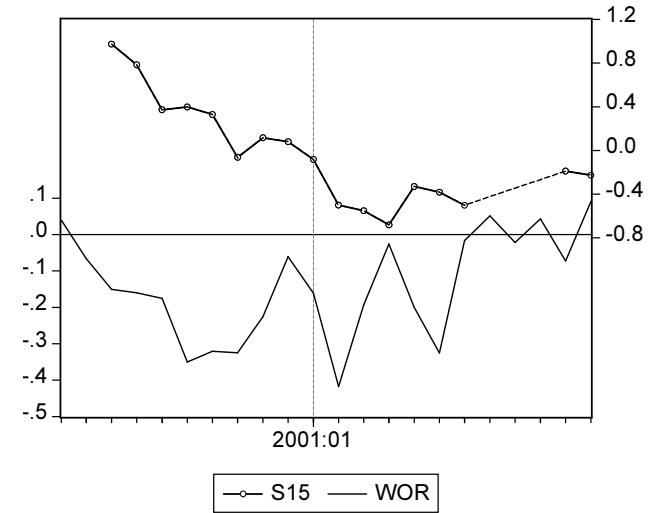


Abbildung 6.32: S15 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-1.2252525
S.D.:	1.7914592
Min:	-5.9333333
Max:	0.8000000
Obs:	22

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0319681
S.D.:	0.0657989
Min:	-0.1757576
Max:	0.0500000
Obs:	22

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-5.3649310
S.D.:	9.5931279
Min:	-33.001055
Max:	2.5274262
Obs:	22

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.1384037
S.D.:	0.1467134
Min:	-0.4178057
Max:	0.0905712
Obs:	22

(a) Statistiken WOR

cor[S15,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.492	0.028
-2	-0.041	0.865
-1	0.082	0.730
0	-0.047	0.845
1	-0.329	0.169
2	-0.446	0.063
3	-0.153	0.559

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S15,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.546	0.013
-2	0.306	0.189
-1	0.267	0.256
0	0.098	0.682
1	0.086	0.728
2	-0.010	0.969
3	0.147	0.573

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S15,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.218	0.356
-2	0.128	0.591
-1	0.034	0.887
0	0.038	0.872
1	-0.327	0.172
2	-0.502	0.034
3	-0.387	0.125

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S15,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.343	0.139
-2	0.212	0.370
-1	0.000	0.999
0	-0.241	0.305
1	-0.388	0.101
2	-0.508	0.032
3	-0.589	0.013

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S15	5.871	0.089	0.053
TVS	2.868	0.274	0.238
3 S15	8.757	0.087	0.033
TVS	1.762	0.637	0.623
4 S15	7.870	0.204	0.096
TVS	2.065	0.727	0.724

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S15	1.299	0.538	0.522
TVR	1.170	0.571	0.557
3 S15	2.438	0.515	0.487
TVR	1.329	0.728	0.722
4 S15	10.141	0.134	0.038
TVR	2.149	0.714	0.708

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S15	4.129	0.167	0.127
WOS	0.132	0.936	0.936
3 S15	2.515	0.503	0.473
WOS	0.203	0.976	0.977
4 S15	8.583	0.178	0.072
WOS	1.952	0.745	0.745

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S15	2.681	0.296	0.262
WOR	1.019	0.612	0.601
3 S15	3.517	0.368	0.319
WOR	2.308	0.537	0.511
4 S15	1.163	0.875	0.884
WOR	2.141	0.715	0.710

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.30: Statistiken S15/TVS

Tabelle 6.31: Statistiken S15/TVR

Tabelle 6.32: Statistiken S15/WOS

Tabelle 6.33: Statistiken S15/WOR

6.1.9.2 Korrelation

Die in den Tabellen 6.30(b), 6.31(b), 6.32(b) und 6.33(b) ausgewiesene Struktur der Kreuzkorrelationen zeigt kaum sinnvoll zu interpretierende Ergebnisse.

Es ist ein Vorlauf der TV-Reihen von 3 Monaten zu erkennen. Vergangene WO-Reihen korrelieren nicht signifikant mit S15. Die Medienreihen außer TVR korrelieren auch mit 2-fach gelagtem S15, allerdings mit negativem Vorzeichen.

6.1.9.3 Grangerkausalität

Die in den Tabellen 6.30(c), 6.31(c), 6.32(c) und 6.33(c) ausgewiesenen Ergebnisse der Grangerkausalitätstests zeigen kaum sinnvoll zu interpretierende Ergebnisse.

Statistisch auf 10%-Niveau abgesichert ist die Wirkung von S15 auf TVS. Aufgrund der Ergebnisse aus Abschnitt 6.1.9.2 lässt sich aber vermuten, dass ein negatives Vorzeichen vorliegt. Insgesamt lassen sich mit den vorliegenden Daten keine positiven Aussagen bezüglich der verschiedenen Wirkungshypothesen ableiten.

6.1.10 Volker R  he

6.1.10.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.33, 6.34, 6.35 und 6.36 zeigen die Bewertungen des Politikers Volker R  he in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

In 1999:1 wird R  he als Spitzenkandidat der CDU in Schleswig-Holstein nominiert. In 2000:1 wird sein Wahlkampf in der Partei und den Medien stark kritisiert. Ein Monat sp  ter brechen auch die Umfragewerte ein. Dennoch gewinnt R  he die Landtagswahl am 27.2.2000, was ihm auch in der bundesweiten Umfrage eine h  here Popularit  t einbringt. In 2000:3 beginnt die Diskussion um die Nachfolge von Wolfgang Sch  uble in der CDU, in der sich R  he gegen Merkel in Stellung bringt. Die Medien quittieren das mit negativer Berichterstattung, und auch das Skalometer f  llt am Ende des Untersuchungszeitraums 2000:4 auf das Allzeittief.

6.1.10.2 Korrelation

Die in den Tabellen 6.34(b), 6.35(b), 6.36(b) und 6.37(b) ausgewiesene Struktur der Kreuzkorrelationen deutet auf einen klaren Vorlauf der TV-Medienreihen sowie der Reihe WOS und einem Nachlauf der Reihe WOR hin.

Der Vorlauf der TV-Reihen betr  gt 1 Monat bei einer Korrelation von 0,74 bzw. 0,58. Allerdings korrelieren auch 3 Lags von TVS mit 0,73, so dass hier keine klare Entscheidung zugunsten eines Lags getroffen werden kann. WOS korreliert einfach gelagt mit 0,66, dreifach gelagt mit 0,64. Auch hier kann also der Vorlauf von einem Monat nicht ganz klar festgestellt werden. WOR korreliert mit einfach gelagtem S21 mit 0,73. Hier kann also von einem klaren Nachlauf von einem Monat ausgegangen werden. Alle betrachteten Korrelationen sind hochsignifikant auf 1%-Niveau.

6.1.10.3 Grangerkausalit  t

Die in den Tabellen 6.34(c), 6.35(c), 6.36(c) und 6.37(c) ausgewiesenen Ergebnisse der Grangerkausalit  tstests zeigen gemischte Ergebnisse. Aufgrund der schnell abnehmenden Zahl an Freiheitsgraden soll an dieser Stelle auf eine tiefere Interpretation verzichtet werden. Als robust stellt sich aber der grangerkausale Einfluss der saldierten TV-Reihe heraus. Es ergeben sich also zumindest f  r die TV-Medien Indizien f  r die klassische Medienwirkungshypothese.

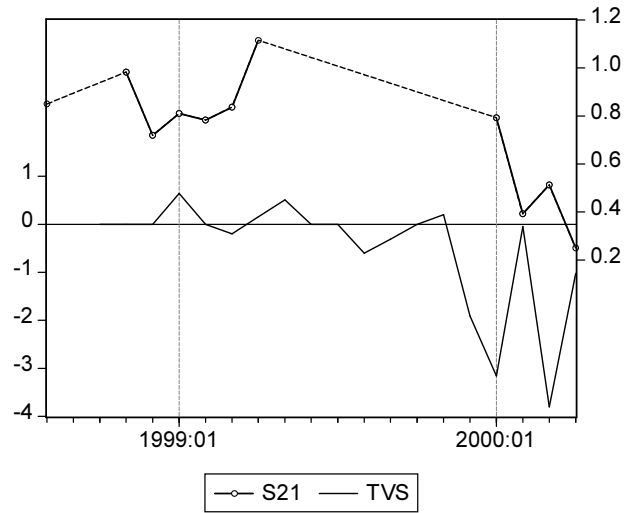


Abbildung 6.33: S21 gegen TVS

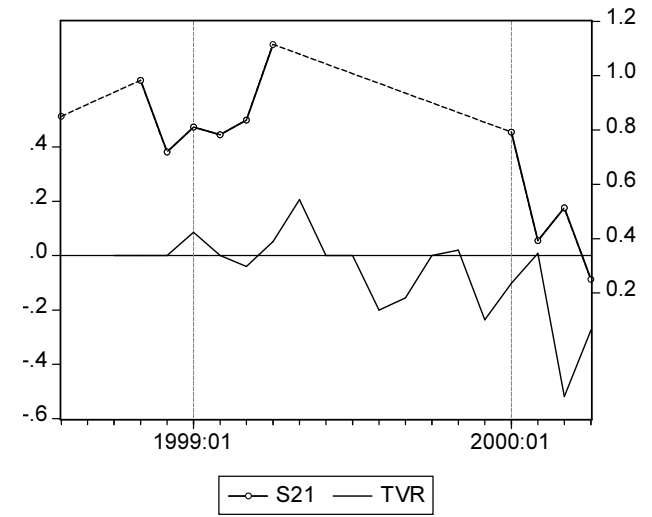


Abbildung 6.34: S21 gegen TVR

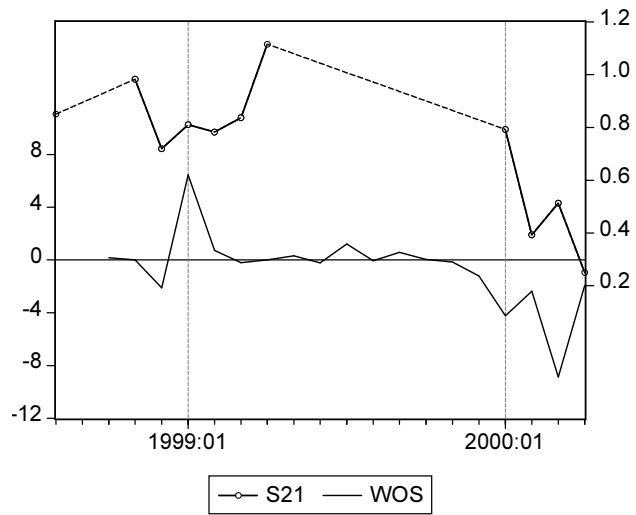


Abbildung 6.35: S21 gegen WOS

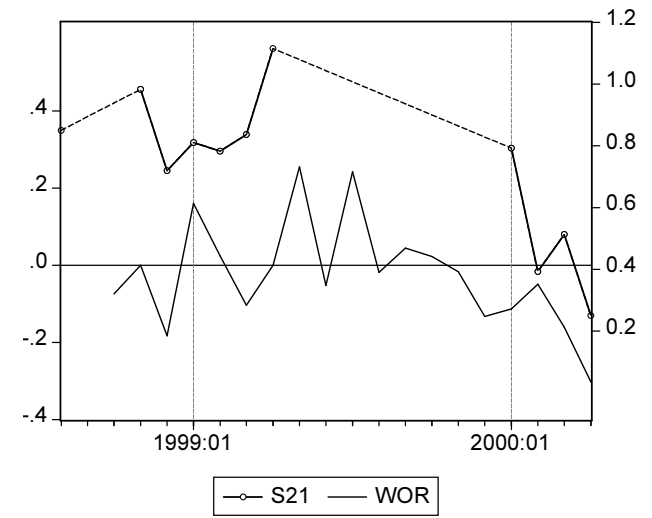


Abbildung 6.36: S21 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-0.5017544
S.D.:	1.1914261
Min:	-3.8000000
Max:	0.6444444
Obs:	19

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0607127
S.D.:	0.1595453
Min:	-0.5183150
Max:	0.2055556
Obs:	19

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-0.6247502
S.D.:	2.8709172
Min:	-8.8734177
Max:	6.4440928
Obs:	19

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0241523
S.D.:	0.1382251
Min:	-0.3025668
Max:	0.2546669
Obs:	19

(a) Statistiken WOR

cor[S21,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.729	0.001
-2	0.518	0.033
-1	0.743	0.000
0	0.405	0.085
1	0.344	0.137
2	0.043	0.853
3	-0.123	0.596

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S21,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.427	0.099
-2	0.359	0.157
-1	0.576	0.012
0	0.524	0.021
1	0.145	0.542
2	-0.051	0.827
3	-0.318	0.160

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S21,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.641	0.007
-2	0.454	0.067
-1	0.659	0.003
0	0.467	0.044
1	0.405	0.077
2	0.245	0.285
3	0.123	0.597

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S21,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.418	0.108
-2	0.401	0.110
-1	0.403	0.098
0	0.630	0.004
1	0.729	0.000
2	0.602	0.004
3	0.424	0.055

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S21	2.780	0.286	0.249
TVS	11.698	0.017	0.003
3 S21	1.247	0.746	0.742
TVS	16.351	0.021	0.001
4 S21	3.310	0.553	0.507
TVS	16.203	0.063	0.003

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S21	10.566	0.023	0.005
TVR	2.970	0.265	0.227
3 S21	5.848	0.192	0.119
TVR	2.527	0.504	0.470
4 S21	16.895	0.058	0.002
TVR	1.897	0.755	0.755

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S21	1.277	0.545	0.528
WOS	4.296	0.159	0.117
3 S21	2.295	0.542	0.513
WOS	11.726	0.049	0.008
4 S21	40.430	0.008	0.000
WOS	10.421	0.142	0.034

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S21	7.187	0.060	0.028
WOR	0.943	0.635	0.624
3 S21	11.092	0.055	0.011
WOR	2.887	0.452	0.409
4 S21	7.390	0.239	0.117
WOR	6.640	0.275	0.156

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.34: Statistiken S21/TVS

Tabelle 6.35: Statistiken S21/TVR

Tabelle 6.36: Statistiken S21/WOS

Tabelle 6.37: Statistiken S21/WOR

6.1.11 Rudolf Scharping

6.1.11.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.37, 6.38, 6.39 und 6.40 zeigen die Bewertungen des Politikers Rudolf Scharping in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

In 1995:9 beginnt die Demontage des Politikers Scharping in den Medien. Der Zweifel an seinen Führungsqualitäten als Fraktionschef der SPD und die innerparteilichen Auseinandersetzungen mit Gerhard Schröder bringen eine deutlich negativere Medienbewertung als in den Monaten davor ein. In 1995:10 wird er mit nur 79% zum Fraktionschef wiedergewählt. Gleichzeitig erreicht Scharping in diesem Monat sein Allzeittief in den Umfragewerten, obwohl die TV-Berichterstattung wieder positiver geworden ist. Auf dem Mannheimer SPD-Parteitag vom 17.11.1995 wird Scharping als Parteivorsitzender nicht wiedergewählt, Oskar Lafontaine übernimmt seinen Platz. Von da an werden sowohl Berichterstattung wie Umfragewerte deutlich positiver. Beispielsweise bemerkt die SZ vom 23.2.1996:

Rudolf Scharping, der Verlierer von Mannheim, hat seine Rolle als Fraktionschef bravourös ausgefüllt, souverän und sicher. Der Verlierer hat also in den letzten hundert Tagen gewonnen.

Aber auch nach diesen Ereignissen ist die Berichterstattung und Bewertung nie nachhaltig in den positiven Bereich zurück gekehrt. Erst gegen Ende des Untersuchungszeitraums und gegen eine negative TV-Berichterstattung werden die Umfragen - wohl durch einen Strukturbruch durch die gewonnenen Bundestagswahlen in 1998:9 - zum ersten Mal wieder deutlich positiv.

6.1.11.2 Korrelation

Die in den Tabellen 6.38(b), 6.39(b), 6.40(b) und 6.41(b) ausgewiesene Struktur der Kreuzkorrelationen deuten auf nur schwache Zusammenhänge hin. TVS korreliert nicht signifikant, und TVR mit einem Vorlauf von 2 Monaten, aber negativ. WOS läuft 2-3 Monate vor bei einer Korrelation um 0,50, und WOR korreliert wieder gar nicht signifikant.

6.1.11.3 Grangerkausalität

Die in den Tabellen 6.38(c), 6.39(c), 6.40(c) und 6.41(c) ausgewiesenen Ergebnisse der Grangerkausalitätstests zeigen keine auffälligen Resultate. Es ist allein eine wechselseitige Interdependenz zwischen S22 und WOS festzustellen, wobei hier die Ergebnisse aus Abschnitt 6.1.11.2 für ein falsches Vorzeichen für S22 sprechen.

Insgesamt lassen sich mit den vorliegenden Daten nur schwache Indizien für Wechselwirkungen finden. Möglicherweise kann im Fall Scharping von einer Wirkung der Wochenmedien auf die Umfrageergebnisse ausgegangen werden, während die TV-Berichterstattung keine Wirkung zeigt.

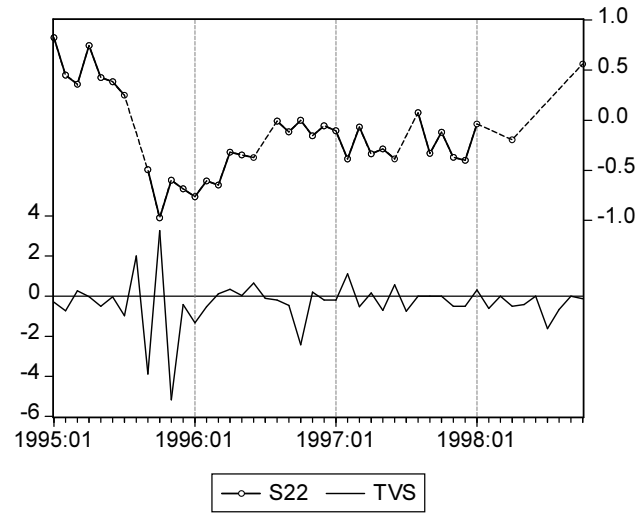


Abbildung 6.37: S22 gegen TVS

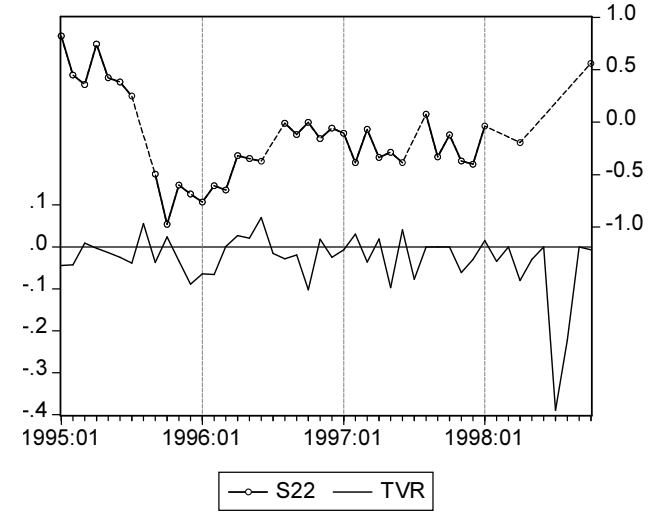


Abbildung 6.38: S22 gegen TVR

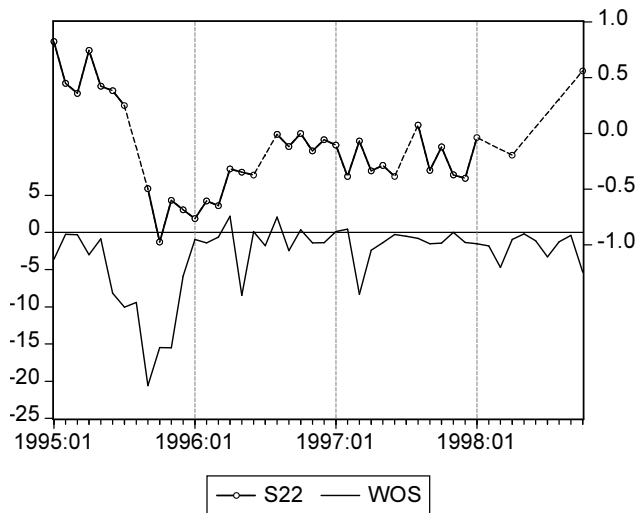


Abbildung 6.39: S22 gegen WOS

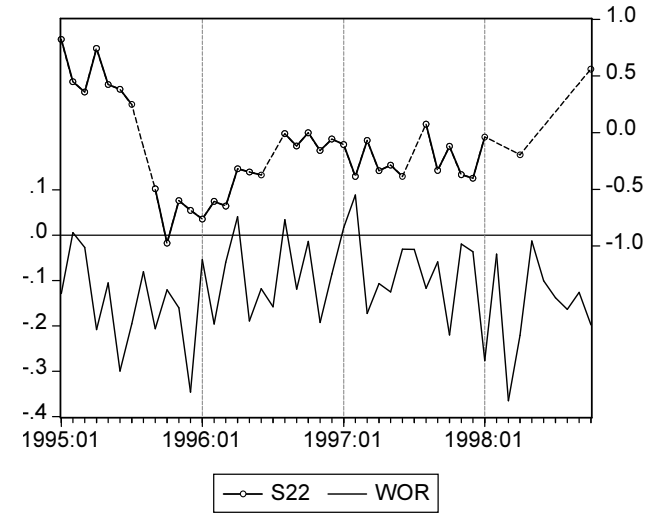


Abbildung 6.40: S22 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-0.3386473
S.D.:	1.2450720
Min:	-5.1777778
Max:	3.2666667
Obs:	46

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0302821
S.D.:	0.0730411
Min:	-0.3900000
Max:	0.0700855
Obs:	46

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-3.1534581
S.D.:	4.7440602
Min:	-20.584388
Max:	2.1751055
Obs:	46

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.1181918
S.D.:	0.1002100
Min:	-0.3649174
Max:	0.0886076
Obs:	46

(a) Statistiken WOR

cor[S22,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.009	0.957
-2	0.011	0.942
-1	0.171	0.262
0	-0.005	0.975
1	0.152	0.318
2	0.068	0.661
3	0.028	0.861

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S22,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.306	0.046
-2	-0.326	0.031
-1	-0.171	0.261
0	-0.145	0.335
1	-0.032	0.834
2	0.016	0.916
3	0.052	0.739

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S22,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.507	0.001
-2	0.496	0.001
-1	0.453	0.002
0	0.212	0.158
1	0.090	0.557
2	-0.191	0.214
3	-0.421	0.005

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S22,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.164	0.293
-2	0.123	0.428
-1	0.134	0.381
0	-0.074	0.624
1	0.024	0.875
2	-0.102	0.508
3	-0.209	0.178

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S22	1.460	0.488	0.482
TVS	4.069	0.144	0.131
3 S22	2.090	0.560	0.554
TVS	6.581	0.106	0.087
4 S22	4.276	0.387	0.370
TVS	8.411	0.103	0.078

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S22	0.029	0.986	0.986
TVR	3.549	0.183	0.170
3 S22	0.472	0.924	0.925
TVR	4.210	0.258	0.240
4 S22	0.819	0.934	0.936
TVR	7.102	0.157	0.131

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S22	8.128	0.025	0.017
WOS	12.261	0.005	0.002
3 S22	13.368	0.009	0.004
WOS	13.529	0.009	0.004
4 S22	11.888	0.034	0.018
WOS	5.628	0.253	0.229

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S22	0.427	0.809	0.808
WOR	3.811	0.162	0.149
3 S22	2.033	0.571	0.566
WOR	3.717	0.310	0.294
4 S22	1.689	0.791	0.793
WOR	1.818	0.768	0.769

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.38: Statistiken S22/TVS

Tabelle 6.39: Statistiken S22/TVR

Tabelle 6.40: Statistiken S22/WOS

Tabelle 6.41: Statistiken S22/WOR

6.1.12 Wolfgang Schäuble

6.1.12.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.41, 6.42, 6.43 und 6.44 zeigen die Bewertungen des Politikers Wolfgang Schäuble in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Im Vorfeld des CDU-Parteitages vom 15.10.1997 ist ein Anstieg der Sympathiewerte für Schäuble zu erkennen. Die Rolle Schäubles, insbesondere seine lange programmatische Rede, wird sowohl im Fernsehen als auch in der Wochenpresse äußerst positiv kommentiert. Die FAZ vom 15.10.1997 kommentiert so:

Der Beifall, die stehende Ovation, zu der sich der ganze Saal erhebt, belegt die Wirkung der Rede ebenso wie den Rang, der dem Redner in der Sicht seiner eigenen Partei zukommt. Präsentierte sich Kohl am Vortag als der über den Problemen stehende Souverän, so rückte Schäuble für den Parteitag mit dieser Rede als sein Kanzler in sein Blickfeld; sozusagen als der Kanzler des Bundeskanzlers - nicht zuletzt darum dürfte es Schäuble gegangen sein. (FAZ, 15.10.1997, S. 3)

Auch nach dem Parteitag steigen die Sympathiewerte weiter an. Der heftige Streit zwischen CDU und CSU, der an den Personen Schäuble und Waigel personalisiert wurde und in 1998:4 offen zutage trat, bringt Schäuble zwar offene Medienkritik, schlägt sich aber nicht in den Sympathiewerten nieder. Der Focus schreibt beispielsweise:

Eine so bestürzende Fraktionssitzung der CDU/CSU haben selbst langgediente Unionsabgeordnete noch nie erlebt: Statt vor dem bitteren Wahlgang in Sachsen-Anhalt die Reihen zu schließen, decken sich Fraktionschef Wolfgang Schäuble und CSU-Vorsitzender Theo Waigel wegen des Streits um Schäubles Zukunftsprogramm vor aller Augen und Ohren schon wieder gegenseitig mit rechthaberischen Vorwürfen ein... Schäuble hat vor Ostern mit der Veröffentlichung seines Zukunftsprogramms hoch gepokert und verloren. Der CDU-Traum vom Kanzlernachfolger Schäuble ist ausgeträumt... Niemand aus der CDU-Führung sprang dem bedrängten Fraktionschef bei... Schäuble, dessen rauschenden Sympathieerfolg Kohl auf dem jüngsten Parteitag nur mit der hastigen Ausrufung zum Wunschnachfolger einfangen konnte, ist aktuell keine Gefahr mehr für den Kanzler. (Focus, 27. April 1998, S. 20ff.)

Nach der verlorenen Bundestagswahl wird, nachdem sich Kohl von seinen wichtigsten politischen Ämtern zurück gezogen hatte, Wolfgang Schäuble als Parteivorsitzender nominiert. Schäuble wird als Retter der CDU ausgerufen.

Doch dies leitet bereits den oberen Wendepunkt in der Sympathiekurve ein. Die Wochenmedien in größerem und die Fernsehnachrichten in geringerem Maße greifen die verunglückte Kampagne gegen die doppelte Staatsbürgerschaft zur Jahreswende 1999 negativ auf:

[Es] muss dem CDU-Vorsitzenden Wolfgang Schäuble gedämmert haben, dass sein Vorstoß für die Unterschriftensammlung gegen die doppelte Staatsangehörigkeit nicht nur inhaltlich

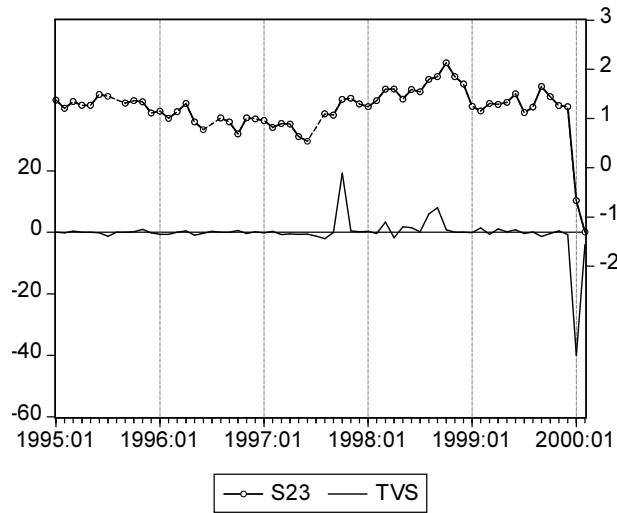


Abbildung 6.41: S23 gegen TVS

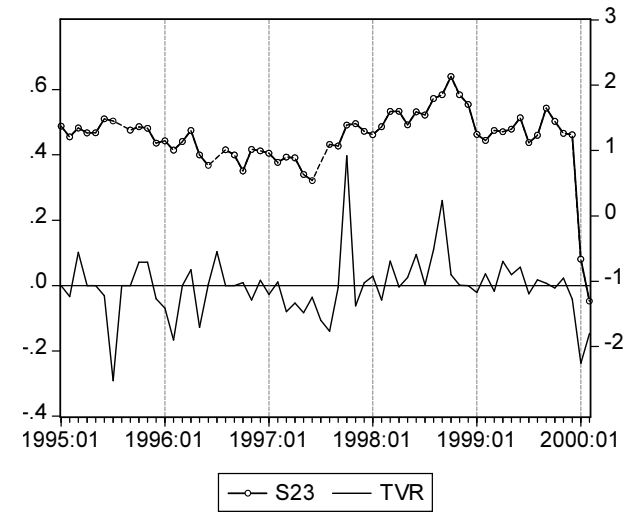


Abbildung 6.42: S23 gegen TVR

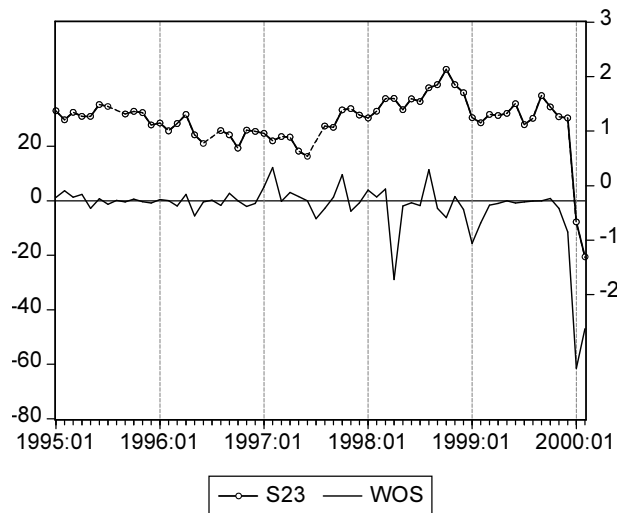


Abbildung 6.43: S23 gegen WOS

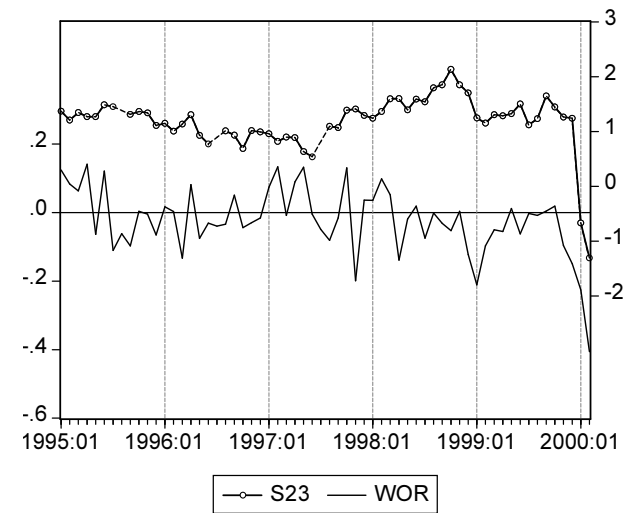


Abbildung 6.44: S23 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-0.1867384
S.D.:	5.9056694
Min:	-40.000000
Max:	19.288889
Obs:	62

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0035445
S.D.:	0.0971578
Min:	-0.2911111
Max:	0.3967701
Obs:	62

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-2.5270859
S.D.:	11.122490
Min:	-61.419831
Max:	12.219409
Obs:	62

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0232681
S.D.:	0.0980020
Min:	-0.4057094
Max:	0.1405535
Obs:	62

(a) Statistiken WOR

cor[S23,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.139	0.295
-2	0.194	0.137
-1	0.667	0.000
0	0.551	0.000
1	0.100	0.443
2	0.054	0.684
3	-0.082	0.538

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S23,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.108	0.416
-2	0.189	0.147
-1	0.451	0.000
0	0.466	0.000
1	0.248	0.054
2	0.215	0.100
3	0.094	0.480

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S23,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.073	0.583
-2	0.123	0.347
-1	0.560	0.000
0	0.622	0.000
1	0.238	0.065
2	-0.112	0.393
3	-0.212	0.106

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S23,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.003	0.985
-2	0.140	0.287
-1	0.217	0.093
0	0.383	0.002
1	0.160	0.218
2	-0.235	0.071
3	-0.301	0.021

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S23	0.183	0.913	0.913
TVS	4.048	0.142	0.132
3 S23	3.219	0.369	0.359
TVS	3.858	0.289	0.277
4 S23	6.837	0.163	0.145
TVS	2.871	0.584	0.580

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S23	3.825	0.157	0.148
TVR	1.562	0.463	0.458
3 S23	5.589	0.147	0.133
TVR	1.703	0.639	0.636
4 S23	8.297	0.098	0.081
TVR	1.208	0.875	0.877

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S23	0.430	0.807	0.807
WOS	6.160	0.054	0.046
3 S23	3.158	0.377	0.368
WOS	5.812	0.135	0.121
4 S23	5.095	0.293	0.278
WOS	5.433	0.262	0.246

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S23	9.704	0.011	0.008
WOR	3.128	0.219	0.209
3 S23	10.883	0.019	0.012
WOR	3.028	0.396	0.387
4 S23	14.172	0.013	0.007
WOR	2.716	0.610	0.606

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.42: Statistiken S23/TVS

Tabelle 6.43: Statistiken S23/TVR

Tabelle 6.44: Statistiken S23/WOS

Tabelle 6.45: Statistiken S23/WOR

falsch, sondern auch vom ganzen Handling her ziemlich dilettantisch vorbereitet war. (SZ, 11.1.1999)

Im Dezember 1999 schließlich wird das vorläufige Ende der Karriere Schäubles mit den Spekulationen um die 100.000 DM-Spende und der Verwicklung Schäubles darin besiegelt.

6.1.12.2 Korrelation

Die in den Tabellen 6.42(b), 6.43(b), 6.44(b) und 6.45(b) ausgewiesene Struktur der Kreuzkorrelationen deuten auf einen möglichen Vorlauf der TV-Medien und einen Gleichlauf der WO-Medien hin.

TVS läuft mit einer Korrelation von 0,67 einen Monat vor, TVR korreliert mit S23 gelagt wie ungelagt ungefähr gleich (0,47 bzw. 0,45). WOS und WOR laufen mit S23 gleich.

Die saldierten Reihen korrelieren mit 0,67 (TVS) bzw 0,62 (WOS) insgesamt höher als die relativen mit 0,47 (TVR) bzw. 0,38 (WOR).

6.1.12.3 Grangerkausalität

Die in den Tabellen 6.42(c), 6.43(c), 6.44(c) und 6.45(c) ausgewiesenen Ergebnisse der Grangerkausalitätstests legen für die Reihen TVS, TVR und WOS kaum grangerkausale Beziehungen mit der Reihe S23 nahe. S23 ist auf 5%-Niveau grangerkausal bezüglich WOR.

6.1.12.4 VAR-Schätzung

Tabelle 6.46 zeigt die Ergebnisse einer trivariaten VAR-Schätzung. Ausreißer in den Reihen TVS und WOS wurden mit einer Trunkierung der Reihen auf ± 1 Standardabweichungen reduziert. Zusätzlich wurde die Dummyvariable DSKAN aufgenommen, die den Parteispendenskandal in 2000:1 indiziert.

Die erklärte Varianz ist mit 0,80 hoch für S23 und mit 0,22 bzw. 0,27 relativ niedrig für TVS bzw. WOS. Ein großer Teil der erklärten Varianz bei den Medienvariablen geht zudem auf die Dummyvariable zurück. DSKAN ist in allen drei Gleichungen hochsignifikant.

Die Koeffizienten von TVS2(-1) und TVS2(-2) in der dritten Gleichung (WOS2) sind ebenfalls signifikant, allerdings mit entgegengesetztem Vorzeichen und unplausiblen negativen Koeffizienten (-1,2903) für TVS2(-1).

S23 weist eine ausgeprägte autoregressive Struktur auf - das 95,7%-Konfidenzintervall schneidet erst nach 7 Monaten die Null-Linie. Schocks in TVS2 setzen sich noch 4 Perioden in S23 fort. Der Einfluss von Schocks in S23 auf die beiden anderen Variablen ist genauso wie Schocks in TVS2 auf WOS2 und Schocks in WOS2 auf S23 und TVS2 zu vernachlässigen.

Die trivariaten Grangerkausalitätstests (nicht dargestellt) unterstützen diese Ergebnisse weit gehend. Die Koeffizienten von TVS2(-1) und TVS2(-2) sind gemeinsam in der ersten Gleichung (S23) und der dritten Gleichung (WOS2) signifikant, in letzterer aber mit der bekannten Vorzeicheninplausibilität. Weitere wechselseitige Interdependenzen lassen sich nicht nachweisen.

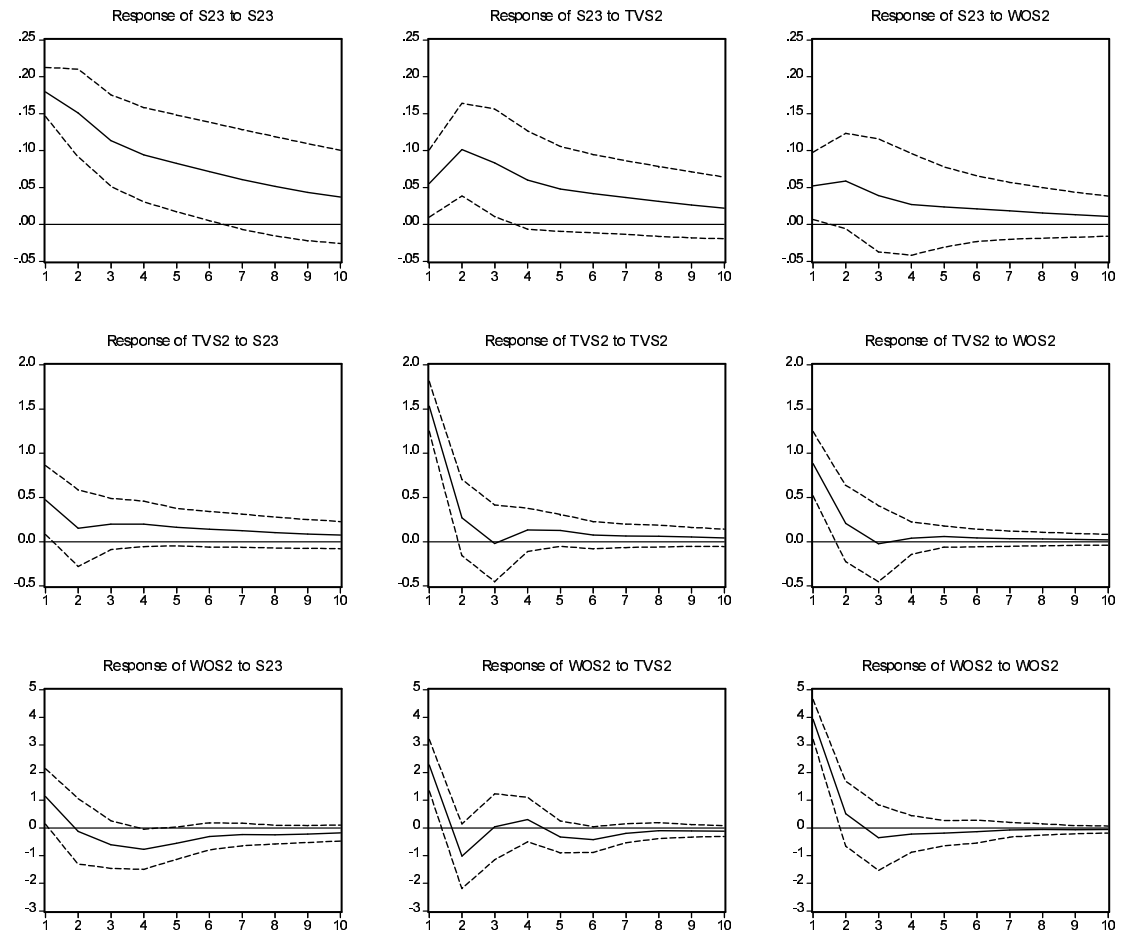
VAR-Estimates

Sample: 1995:03 2000:0

Obs: 59

	S23	TVS2	WOS2
S23(-1)	0.7526 0.000	0.3830 0.762	0.0422 0.990
S23(-2)	-0.0236 0.862	0.9646 0.406	-3.0292 0.309
TVS2(-1)	0.0474 0.017	0.1404 0.397	-1.2903 0.004
TVS2(-2)	-0.0040 0.860	-0.0551 0.774	1.0456 0.037
WOS2(-1)	-0.0057 0.444	0.0159 0.803	0.4205 0.013
WOS2(-2)	-0.0019 0.786	-0.0215 0.714	-0.2720 0.075
C	0.3226 0.010	-1.4265 0.169	3.1592 0.233
DSKAN	-1.9247 0.000	-6.1036 0.001	-10.4506 0.017
R2	0.8249741	0.3159032	0.3549280
adj. R2	0.8009509	0.2220076	0.2663888
mean dep.	1.2166500	0.1766092	-0.9662101
s.d. dep.	0.4024773	1.7358840	4.5837292
s.e. eq.	0.1795649	1.5311170	3.9260149

Tabelle 6.46: VAR-Schätzungen für S23, TVS2 und WOS2

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.45: Impulse-Response-Funktionen für S23, TVS2 und WOS2

Die Ergebnisse der VAR-Analyse unterstützen insgesamt die Hypothese einer starken Wirkung für die TV-Medien. Sowohl bei den TV- als auch bei den Wochenmedien liegt eine optimale Wirkungsspanne von einem Monat vor.

6.1.13 Gerhard Schröder

6.1.13.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.46, 6.47, 6.48 und 6.49 zeigen die Bewertungen des Politikers Gerhard Schröder in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Zwischen 1995 und Anfang 1997, in der Schröder hauptsächlich als Ministerpräsident Niedersachsens auftritt, finden ausgeprägte Bewegungen weder bei den Sympathiewerten noch bei der Medienberichterstattung statt. Erst mit der aufkommenden Diskussion um den Kanzlerkandidaten der SPD für die Bundestagswahl 1998 ändert sich dies: In 1997:4 sprechen sich einige Stimmen für Schröder und gegen Lafontaine aus. In den Medien wird weit gehend Schröder wohlwollend kommentiert. Die nächsten großen Sympathiesprünge schafft Schröder nach der gewonnenen Niedersachsenwahl im Februar 1998 und noch einmal nach der Bundestagswahl im September 1998.

Im April 1998 setzt ein dramatischer Verfall der Sympathiewerte ein. Die Stationen dieses Verfalls sind das Schröder-Blair-Papier in 1999:6, die öffentliche Anprangerung der inneren Zerrissenheit der SPD in 1999:7, Lafontaines Abrechnung mit der Regierung Schröder in 1999:8, die katastrophal verlorenen Landtagswahlen in Saarland und Brandenburg in 1999:9 und schließlich die Auseinandersetzungen mit Fischer und Scharping in 1999:10. In 1999:10 befindet sich das Skalometer auf einem Rekordtief von gerade noch 0,4 Punkten. Ende November 1999 kommt für Schröder rettend die Holzmann-Krise, welche es ihm erlaubt, sich als Retter von Tausenden Arbeitsplätzen zu positionieren.

Die Süddeutsche schreibt zur Halbzeit der ersten Legislaturperiode:

Zur Halbzeit steht die Regierung, vor allem der Kanzler, erstaunlich gut da: Die meisten Reformvorhaben sind auf dem Weg; die Opposition liegt darnieder; die Grünen trauen sich nicht viel, zumal da sie den fortschreitenden Anwanz-Prozess der FDP an die SPD beobachten. Außer seiner eigenen Hybris kann Schröder im Moment nicht viel gefährlich werden. (SZ, 15.7.2000, S.4)

In 2000:7 kann sich Schröder gegen die Bundesratsmehrheit der CDU mit seiner Steuerreform durchsetzen, was ihm noch einmal positive Medienbewertung einbringt. Ab 2000:8 sorgt die Debatte um die Ökosteuer für zunehmend negatives Klima. In 2001:6 wird die steigende Inflation in Verbindung mit der weiterhin steigenden Arbeitslosigkeit zu einem Imageproblem für Schröder. Alle Zeitreihen verzeichnen ab 2001:7 neue Einbrüche.

Im September 2001 setzt dann der bekannte „*rally behind the president*“-Effekt ein: In Zeiten von äußerer Bedrohung – der Anschlag vom 11. September – sammelt sich die Nation hinter dem Präsidenten oder Kanzler. Sympathiewerte wie Medienberichterstattung schießen deutlich nach oben.

6.1.13.2 Korrelation

Die in den Tabellen 6.47(b), 6.48(b), 6.49(b) und 6.50(b) ausgewiesene Struktur der Kreuzkorrelationen legen keine sinnvollen Schlussfolgerungen nahe.

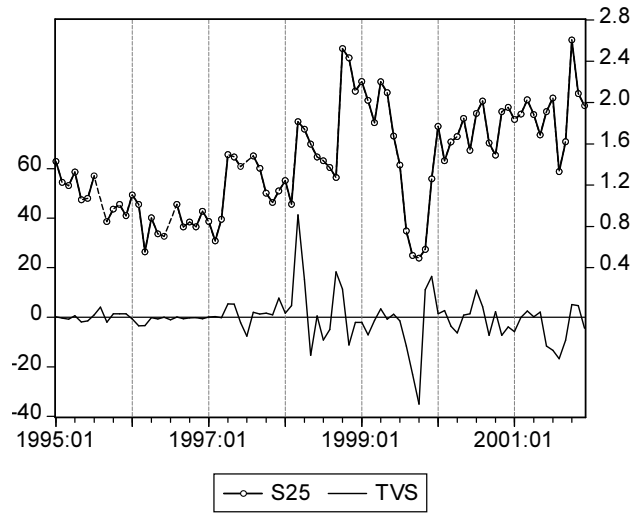


Abbildung 6.46: S25 gegen TVS

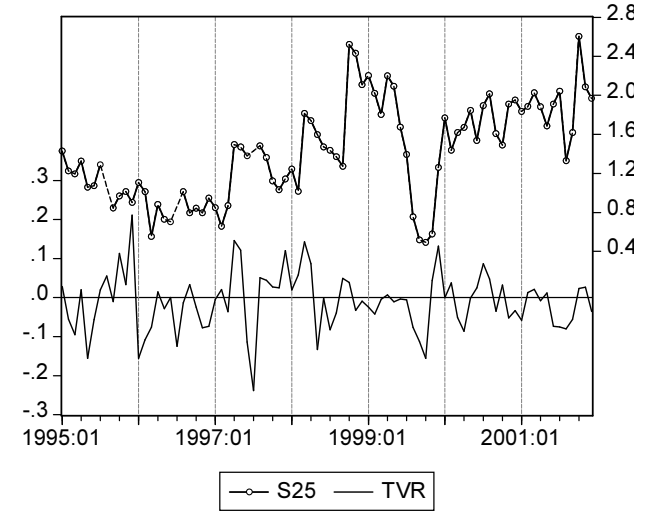


Abbildung 6.47: S25 gegen TVR

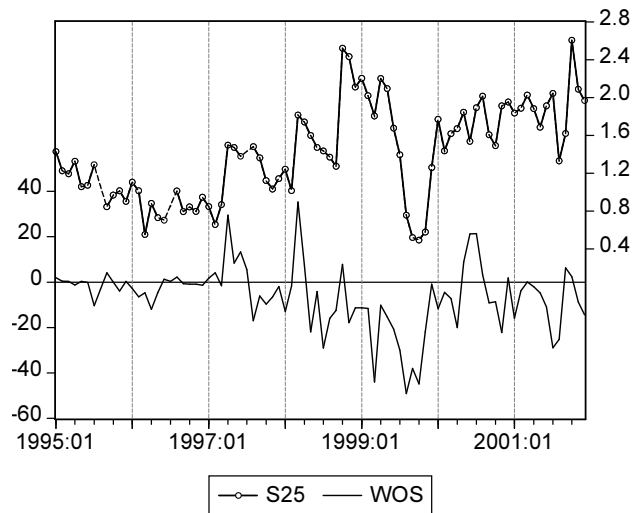


Abbildung 6.48: S25 gegen WOS

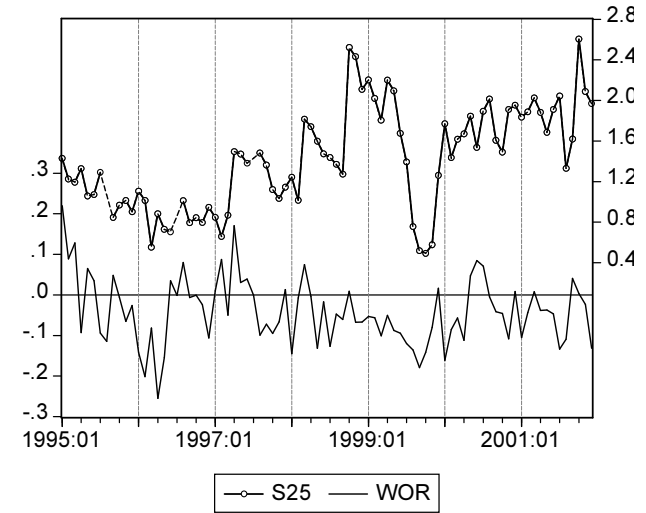


Abbildung 6.49: S25 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	-0.5076720
S.D.:	8.9196379
Min:	-35.000000
Max:	41.333333
Obs:	84

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	-0.0100317
S.D.:	0.0757712
Min:	-0.2381814
Max:	0.2111111
Obs:	84

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-6.3021650
S.D.:	14.349472
Min:	-49.053797
Max:	35.216245
Obs:	84

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0404221
S.D.:	0.0830300
Min:	-0.2548335
Max:	0.2196437
Obs:	84

(a) Statistiken WOR

cor[S25,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.086	0.445
-2	0.066	0.556
-1	0.239	0.029
0	0.143	0.196
1	-0.109	0.325
2	-0.200	0.072
3	-0.240	0.031

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S25,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.022	0.846
-2	0.089	0.426
-1	0.167	0.131
0	0.113	0.308
1	-0.046	0.681
2	-0.164	0.141
3	-0.161	0.152

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S25,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	-0.092	0.416
-2	0.029	0.798
-1	0.143	0.197
0	0.074	0.503
1	-0.176	0.112
2	-0.265	0.016
3	-0.371	0.001

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S25,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.009	0.935
-2	0.123	0.272
-1	0.203	0.065
0	0.068	0.540
1	-0.058	0.603
2	-0.099	0.378
3	-0.160	0.153

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S25	1.348	0.513	0.510
TVS	10.955	0.006	0.004
3 S25	5.058	0.177	0.168
TVS	10.644	0.018	0.014
4 S25	3.037	0.555	0.552
TVS	13.087	0.016	0.011

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S25	2.608	0.277	0.271
TVR	1.895	0.392	0.388
3 S25	2.197	0.536	0.533
TVR	2.779	0.432	0.427
4 S25	2.097	0.718	0.718
TVR	3.186	0.531	0.527

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S25	5.870	0.059	0.053
WOS	7.372	0.030	0.025
3 S25	8.175	0.050	0.043
WOS	10.471	0.020	0.015
4 S25	10.495	0.042	0.033
WOS	10.669	0.039	0.031

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S25	1.186	0.555	0.553
WOR	8.736	0.016	0.013
3 S25	1.795	0.618	0.616
WOR	11.593	0.013	0.009
4 S25	1.772	0.777	0.778
WOR	10.827	0.037	0.029

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.47: Statistiken S25/TVS

Tabelle 6.48: Statistiken S25/TVR

Tabelle 6.49: Statistiken S25/WOS

Tabelle 6.50: Statistiken S25/WOR

TVS läuft zwar mit einem Lag vor. Der Effekt ist aber mit 0,24 schwach. Gleichzeitig korrelieren auch die 2-fach und 3-fach geleadeten Werte mit $-0,20$ bzw. $-0,24$ signifikant. Dieses Ergebnis widerspricht den theoretischen Überlegungen. Dasselbe gilt für die Reihe WOS, die mit negativer Korrelation von $-0,37$ 3 Monate nachläuft. Für TVR lassen sich keine signifikanten Korrelationen finden. WOR läuft einen Monat vor, die Korrelation von 0,20 legt aber einen nur schwachen Zusammenhang nahe. Insgesamt lässt sich keine sinnvolle Systematik finden.

6.1.13.3 Grangerkausalität

In den Tabellen 6.47(c), 6.48(c), 6.49(c) und 6.50(c) sind die Ergebnisse der Grangerkausalitätstests ausgewiesen.

Für TVR und S25 lassen sich keine Wechselwirkungen finden. Für TVS und WOR liegt bei allen drei Lag-Spezifikationen ein signifikantes Ergebnis auf 5%-Niveau oder besser vor. TVS und WOR können also als grangerkausal zu S25 angenommen werden. Zwischen S25 und WOS liegen wechselseitige grangerkausale Beziehungen auf 5%-Niveau vor.

6.1.13.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Vorläufige Tests ergaben, dass Spezifikationen mit den saldierten Variablen (TVS und WOS) denen mit den relativen Variablen (TVR und WOR) überlegen sind.

Ausreißer wurden mit einer Trunkierung auf ± 2 Standardabweichungen behandelt. Zudem wurden zwei Dummies in die Gleichungen integriert: DREG für die Bundestagswahl (1998:10) und DTER für die Anschläge vom 11. September (2001:9).

Die Ergebnisse der Schätzungen sind in Tabelle 6.51 aufgeführt. Tests ergaben, dass eine Spezifikation mit 4 Lags angebracht ist. Die Residuen sind multivariat normalverteilt, es lassen sich keine serielle Korrelationen in den Residuen bis Lag 8 feststellen. Die LM-Statistik ergibt ein 10%-Niveau für die Ablehnung von serieller Korrelation bei Lag 9.

Die Dummies sind für S25 jeweils hochsignifikant. Die Wahl zum Bundeskanzler verschiebt die Beliebtheit – einen Monat verzögert – um 1,04 Punkte nach oben. Der Anschlag vom 11. September 2001 bewirkt einen fast ebenso großen Effekt – die Beliebtheit steigt um 0,77 Punkte. Interessanterweise lässt sich dieser Effekt bei den Medien nicht nachweisen. Die Koeffizienten der Dummies sind jeweils deutlich insignifikant.

S25 weist eine deutlich autoregressive Struktur auf. Tests zeigen, dass die Hypothese auf Vorliegen einer Einheitswurzel aber verworfen werden kann. Auch die Impulse-Response-Analyse (Abbildung 6.50) zeigt, dass sich Schocks in S25 noch mehrere Perioden in die Zukunft fortsetzen.

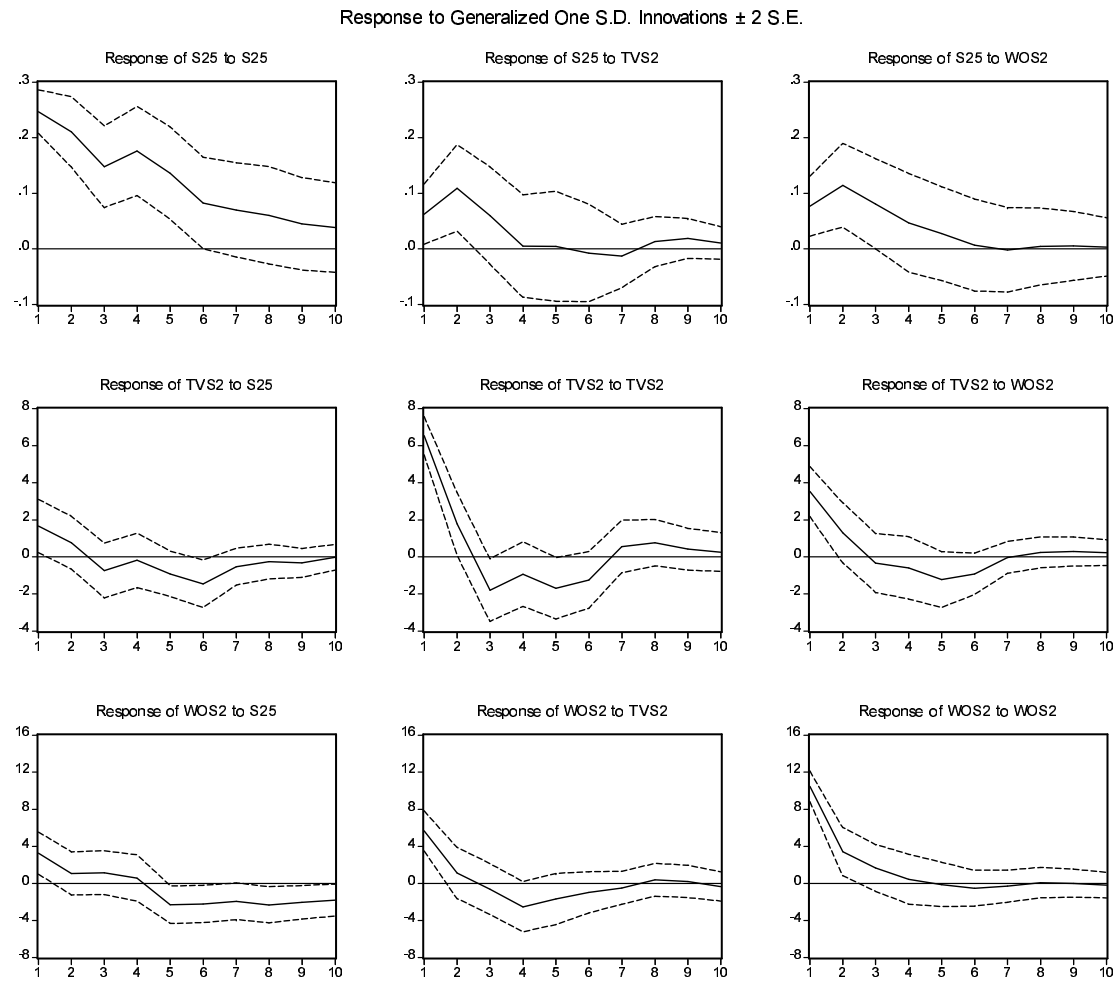
Sowohl TVS2 als auch WOS2 weisen in der Impulse-Response-Analyse deutlich eine positive Wirkung auf S25 auf. Ein Schock in Höhe von $\hat{\sigma}_{TVS2}$ bzw. $\hat{\sigma}_{WOS2}$ in $t = 1$ führt in $t = 2$ zu einem Anstieg von ca. 0,11 in S25. Danach verschwindet der Effekt. Die Residuen von TVS2 und WOS2 korrelieren kontemporär

stark miteinander (0,54), so dass sich Schocks in der einen Variable jeweils in derselben Periode stark in der anderen auswirken. In $t = 2$ verschwindet der Effekt aber weit gehend. Schließlich üben Schocks auf S25 jenseits von Periode $t = 1$ keine Wirkungen auf TVS2 und WOS2 aus.

Insgesamt lässt sich auch in diesem Fall eine nicht besonders starke, aber eindeutige Medienwirkung konstatieren. Die Wirkung geht von beiden Mediengattungen gleichermaßen aus. Möglicherweise halten die Effekte der Wochenmedienberichterstattung etwas länger an als die Effekte der Fernsehberichterstattung. Die optimalen Wirkungsspannen belaufen sich auf jeweils einen Monat. Die maximale Wirkungsdauer beträgt zwei bis drei Monate.

VAR-Estimates			
Sample: 1995:05 2001:1			
Obs: 80			
	S25	TVS2	WOS2
S25(-1)	0.7678 0.000	1.0518 0.733	0.4363 0.930
S25(-2)	-0.0507 0.718	-3.0660 0.410	3.3417 0.575
S25(-3)	0.3710 0.020	2.7967 0.498	-0.8494 0.898
S25(-4)	-0.2610 0.043	-4.4454 0.189	-12.5877 0.022
TVS2(-1)	0.0068 0.264	0.2283 0.156	-0.1622 0.527
TVS2(-2)	-0.0053 0.351	-0.3927 0.011	-0.2490 0.302
TVS2(-3)	-0.0037 0.511	0.0793 0.594	-0.4885 0.044
TVS2(-4)	0.0000 0.997	-0.3042 0.061	-0.0073 0.977
WOS2(-1)	0.0030 0.418	0.0394 0.687	0.3791 0.018
WOS2(-2)	-0.0003 0.928	0.0700 0.446	0.1087 0.460
WOS2(-3)	-0.0019 0.593	-0.0522 0.575	0.1034 0.488
WOS2(-4)	-0.0013 0.700	0.0012 0.989	0.0414 0.780
C	0.2260 0.022	4.5610 0.077	9.9040 0.018
DTER(-1)	0.7735 0.012	-1.1856 0.882	4.6261 0.718
DREG(-1)	1.0327 0.001	7.2588 0.338	19.1828 0.116
R2	0.8092385	0.3189344	0.4566291
adj. R2	0.7681514	0.1722434	0.3395954
mean dep.	1.4176764	-0.5773280	-6.4356792
s.d. dep.	0.5126867	7.1794165	12.881994
s.e. eq.	0.2468620	6.5319143	10.468588

Tabelle 6.51: VAR-Schätzungen für S25, TVS2 und WOS2



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.50: Impulse-Response-Funktionen für S25, TVS2 und WOS2

6.1.14 Edmund Stoiber

6.1.14.1 Beschreibung

Die Abbildungen 6.51, 6.52, 6.53 und 6.54 zeigen die Bewertungen des Politikers Edmund Stoiber in Umfragen und Fernseh- bzw. Wochenmedien.

Im Juli 1999 tauchen die ersten Berichte zur Affäre um die landeseigene LWS (Landeswohnungs- und Städtebaugesellschaft Bayern GmbH) auf, die in den Jahren davor riskante Immobiliengeschäfte getätigt hatte. Der Skandal kulminiert im September 1999, als Stoiber seinen Justizminister Sauter zur Verantwortung zieht und entlässt.

Im Juli 2000 scheitert die CDU/CSU mit der Blockade der von der rot-grünen Bundesregierung vorgelegten Steuerreform. Stoiber, der bei der Ablehnung federführend gewesen war, erntete harsche Kritik. Die SZ vom 15. Juli titelte

Edmund Stoiber erntet Hohn und Spott. Reaktionen auf die Bundesratsentscheidung zur Steuerreform – Grüne und SPD feiern den Erfolg (SZ 15.7.2000, S. 63)

Im Januar und Februar 2001 erntet Stoiber noch einmal negative Berichterstattung durch seinen verfehlten Umgang mit auftretenden BSE-Fällen in Bayern. Die SZ schreibt:

[W]er Gerhard Schröders Reaktion auf das BSE-Dilemma mit Stoibers quälender Halsstarrigkeit vergleicht, muss leider konstatieren, dass Bayerns Ministerpräsident vom Bundeskanzler in Sachen Krisenmanagement noch eine Menge lernen kann... Stoiber ... läuft mit seiner Arroganz und Selbstgefälligkeit immer mehr Gefahr, politische Selbstverstümmelung zu begehen. Denn den Zeitpunkt für eine personelle Bereinigung in seinem Kabinett hat er mittlerweile verpasst und rückt damit selbst zunehmend ins Zentrum der Affäre.

Der restliche Zeitraum ist größtenteils geprägt von der Diskussion um die Kanzlerkandidatur. Insbesondere zu den Parteitagen im Juli und Oktober 2001 erreichen Berichterstattung und Umfrageergebnisse neue Spitzenwerte.

6.1.14.2 Korrelation

In den Tabellen 6.47(b), 6.48(b), 6.49(b) und 6.50(b) sind die Kreuzkorrelationen zwischen den Medienreihen und S26 ausgewiesen.

TVS läuft der Reihe S26 voraus. Die höchste Korrelation ergibt sich bei Lag 3 mit 0,51. S26 korreliert nicht mit zukünftigen TVS. Dasselbe gilt für TVR. Hier beträgt die Korrelation zwischen TVR(-3) und S26 0,48. Die TV-Reihen laufen also drei Monate voraus.

Die Befunde für die WO-Reihen sind schwächer und widersprüchlich. Zwar korreliert die einfach gelagte Reihe WOS auch mit 0,34 bzw. 0,28, doch ist dieser Effekt nicht sehr signifikant. Zudem korreliert auch gelagtes S26 mit WOR. Allerdings ist die Korrelation negativ mit -0,34 bzw. -0,31.

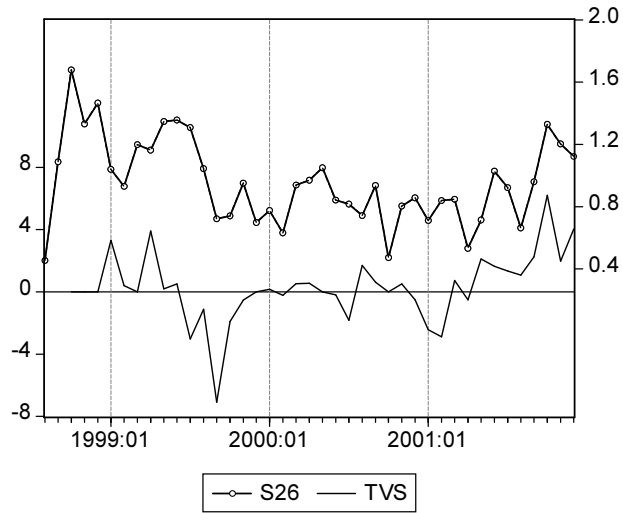


Abbildung 6.51: S26 gegen TVS

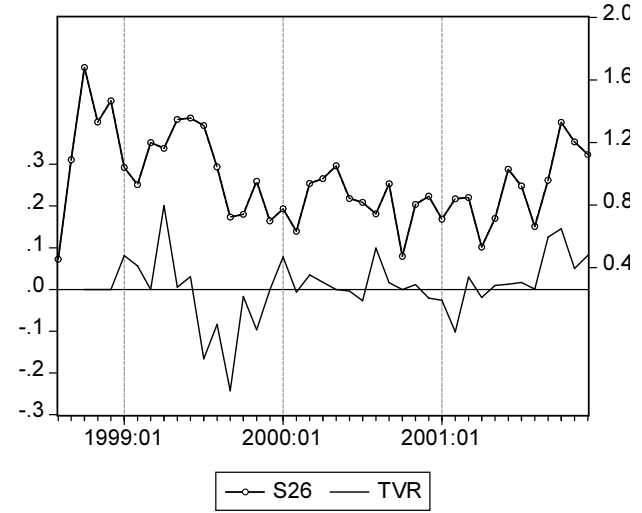


Abbildung 6.52: S26 gegen TVR

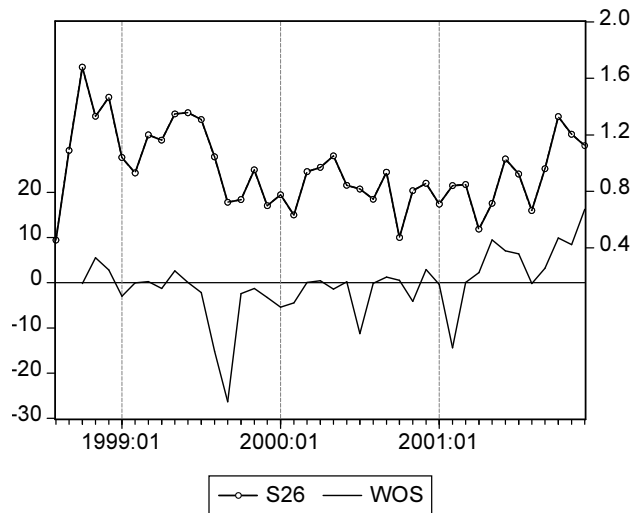


Abbildung 6.53: S26 gegen WOS

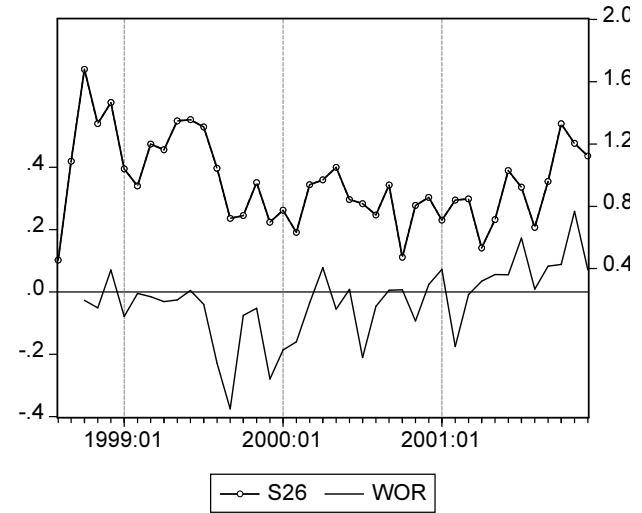


Abbildung 6.54: S26 gegen WOR

stats for	TVS
Mean:	0.2945869
S.D.:	2.2025074
Min:	-7.0888889
Max:	6.2000000
Obs:	39

(a) Statistiken TVS

stats for	TVR
Mean:	0.0075142
S.D.:	0.0778008
Min:	-0.2426222
Max:	0.2009441
Obs:	39

(a) Statistiken TVR

stats for	WOS
Mean:	-0.4319485
S.D.:	7.3170794
Min:	-26.351266
Max:	16.220464
Obs:	39

(a) Statistiken WOS

stats for	WOR
Mean:	-0.0295673
S.D.:	0.1203312
Min:	-0.3752451
Max:	0.2588958
Obs:	39

(a) Statistiken WOR

cor[S26,TVS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.510	0.001
-2	0.322	0.052
-1	0.333	0.041
0	0.259	0.111
1	0.062	0.708
2	-0.172	0.296
3	-0.083	0.619

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S26,TVR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.481	0.003
-2	0.348	0.035
-1	0.362	0.026
0	0.157	0.340
1	-0.015	0.930
2	-0.161	0.328
3	-0.102	0.540

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S26,WOS(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.284	0.093
-2	0.207	0.219
-1	0.341	0.036
0	0.277	0.088
1	0.071	0.668
2	-0.207	0.206
3	-0.336	0.039

(b) Kreuzkorrelationen

cor[S26,WOR(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.273	0.107
-2	0.222	0.186
-1	0.277	0.092
0	0.271	0.095
1	0.083	0.617
2	-0.185	0.261
3	-0.307	0.061

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S26	3.649	0.178	0.161
TVS	2.593	0.287	0.273
3 S26	6.269	0.123	0.099
TVS	10.426	0.029	0.015
4 S26	8.081	0.121	0.089
TVS	10.398	0.059	0.034

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S26	2.180	0.348	0.336
TVR	5.780	0.070	0.056
3 S26	2.222	0.536	0.528
TVR	11.922	0.017	0.008
4 S26	3.914	0.436	0.418
TVR	12.542	0.031	0.014

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S26	2.496	0.301	0.287
WOS	2.638	0.282	0.267
3 S26	3.529	0.336	0.317
WOS	5.094	0.189	0.165
4 S26	3.240	0.530	0.518
WOS	7.092	0.165	0.131

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
2 S26	3.623	0.180	0.163
WOR	0.886	0.646	0.642
3 S26	8.870	0.049	0.031
WOR	2.602	0.469	0.457
4 S26	10.129	0.064	0.038
WOR	6.187	0.218	0.186

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.52: Statistiken S26/TVS

Tabelle 6.53: Statistiken S26/TVR

Tabelle 6.54: Statistiken S26/WOS

Tabelle 6.55: Statistiken S26/WOR

Die Betrachtung der Korrelationen unterstützt die Hypothese von Medienwirkungen der Fernsehnachrichten.

6.1.14.3 Grangerkausalität

In den Tabellen 6.52(c), 6.53(c), 6.54(c) und 6.55(c) sind die Ergebnisse der Grangerkausalitätstests ausgewiesen.

Die Ergebnisse für die TV-Reihen entsprechen denen aus Abschnitt 6.1.14.2. TVS ist bei der Spezifikation mit 3 und 4 Lags grangerkausal zu S26 auf 5%-Niveau. Umgekehrt ist aber auch S26 grangerkausal zu TVS, wenn man das schlechtere 10%-Niveau anlegt. Bei TVR ist das Ergebnis noch klarer: TVR ist grangerkausal zu S26, bei 3 Lags sogar auf 1%-Niveau. Umgekehrt kann für S26 keine Grangerkausalität in Bezug auf TVR angenommen werden.

Für die WO-Reihen ergibt sich erwartungsgemäß ein schwächeres Bild. Zwischen S26 und WOS können keine grangerkausalen Beziehungen festgestellt werden. Zwar ist S26 auf 5%-Niveau grangerkausal in Bezug auf WOR, allerdings treten wieder die bekannten Vorzeichenimplausibilitäten auf: die Summe der Koeffizienten vor den Lags von S26 ist negativ.

Insgesamt stützt auch die Betrachtung von Grangerkausalitätstests die Hypothese von starken TV-Medienwirkungen.

6.1.14.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Bei den Medienreihen tauchte das Problem von Ausreißern nicht auf. Als abhängige Variablen wurden S26, TVS und WOS gewählt. Für S26, TVR, und WOR wurden fast identische Ergebnisse erreicht (nicht ausgewiesen), allerdings waren Erklärungsgrad und Teststatistiken generell schlechter. Zwei Dummies wurden als zusätzliche exogene Variablen aufgenommen: DSKAN für den LWS-Skandal in 1999:9 und DPTAG für die beiden Parteitage 2001:6 und 2001:10. Das VAR wurde wegen der starken Korrelation von TVS(-3) und S26 und aufgrund des Ergebnisses einiger Tests mit drei Lags der abhängigen Variablen spezifiziert. Tabelle 6.56 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzung.

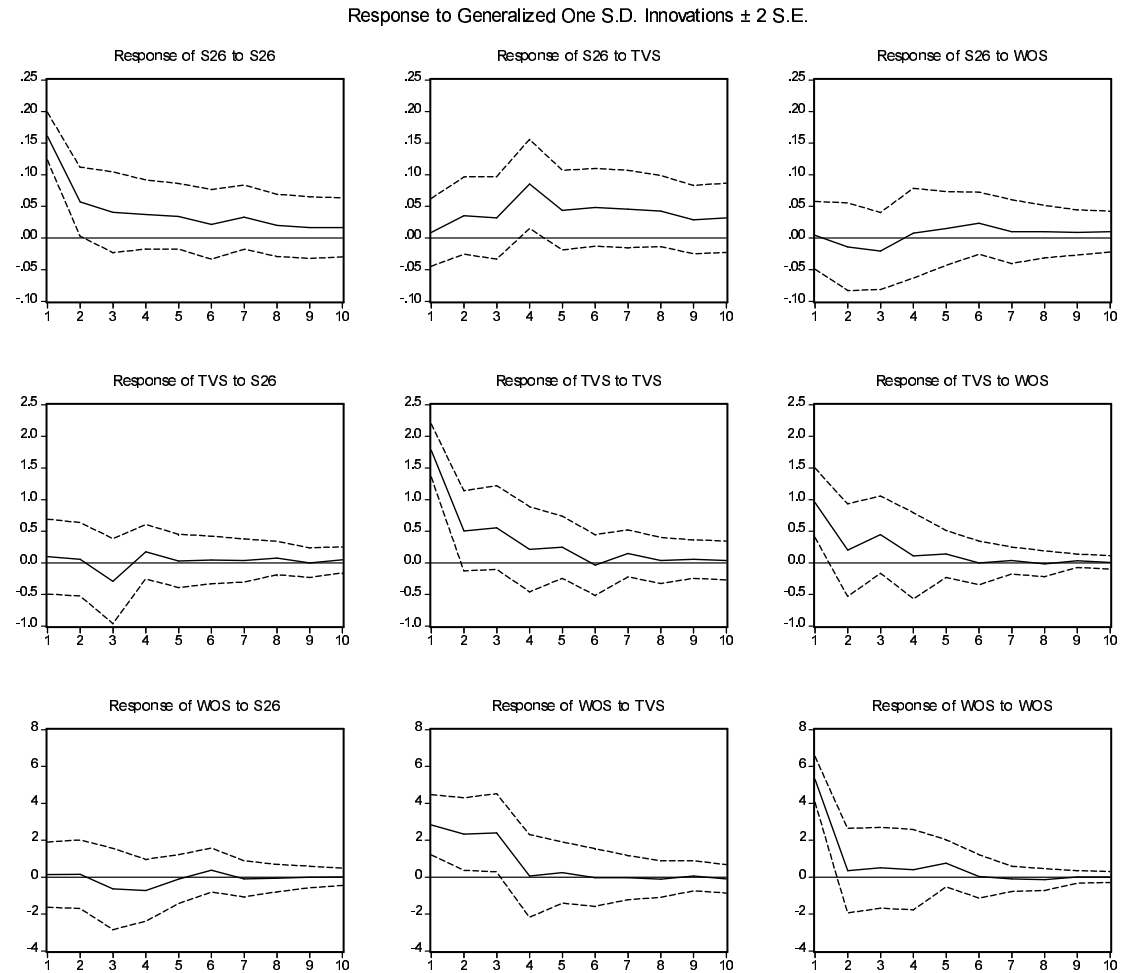
Der Erklärungsgrad für S26 ist mit $\bar{R}^2 = 0,50$ vergleichsweise gering. Allerdings erhöht sich das \bar{R}^2 gegenüber einer OLS-Schätzung ohne TVS und WOS um ca. 0,13. Die Medienreihen liefern also einen positiven Erklärungsbeitrag. Die Medienreihen TVS und WOS konnten mit $\bar{R}^2 = 0,40$ und $\bar{R}^2 = 0,50$ recht gut erklärt werden. S26 liefert für TVS einen kleinen negativen Erklärungsbeitrag, für WOS einen kleinen positiven.

In der ersten Gleichung (S26) sind die Koeffizienten vor den Lags von TVS jeweils positiv und gemeinsam auf 5%-Niveau signifikant (χ^2 -Statistik von 10,7 mit $df = 3$). Die Koeffizienten vor den Lags von WOS sind negativ und insignifikant. Der Dummy DSKAN ist marginal insignifikant, der Koeffizient besitzt aber das erwartete Vorzeichen (-0,33). Die Dummies für die Parteitage sind auf 5%-Niveau signifikant und positiv.

VAR-Estimates
Sample: 1999:01 2001:1
Obs: 36

	S26	TVS	WOS
S26(-1)	0.3435 0.041	0.1589 0.928	0.0903 0.986
S26(-2)	0.1181 0.535	-2.1121 0.318	-5.1286 0.414
S26(-3)	0.0958 0.550	2.2127 0.217	-0.7606 0.885
TVS(-1)	0.0319 0.122	0.3121 0.168	1.6936 0.016
TVS(-2)	0.0262 0.207	0.1897 0.404	1.5785 0.026
TVS(-3)	0.0605 0.010	-0.0015 0.995	-0.0730 0.919
WOS(-1)	-0.0086 0.260	-0.0181 0.828	-0.2385 0.343
WOS(-2)	-0.0084 0.182	0.0415 0.547	-0.2317 0.263
WOS(-3)	-0.0101 0.138	-0.0201 0.785	-0.0875 0.691
C	0.3489 0.025	0.0106 0.995	3.6914 0.448
DSKAN	-0.3334 0.103	-6.7659 0.005	-19.8056 0.005
DPTAG	0.3445 0.027	2.4901 0.136	6.4623 0.192
R2	0.6573200	0.5881307	0.6603684
adj. R2	0.5002584	0.3993572	0.5047039
mean dep.	0.9228860	0.3191358	-0.6957630
s.d. dep.	0.2277029	2.2932038	7.5315308
s.e. eq.	0.1609687	1.7772593	5.3004861

Tabelle 6.56: VAR-Schätzungen für S26, TVS und WOS



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.55: Impulse-Response-Funktionen für S26, TVS und WOS

In der zweiten Gleichung (TVS) können keine signifikanten Koeffizienten für die endogenen Variablen ausgemacht werden, weder einzeln noch gemeinsam. DSKAN ist hochsignifikant. Bei der dritten Gleichung (WOS) sind die Koeffizienten der Lags von TVS hochsignifikant (χ^2 -Statistik von 11,93, $df = 3$) und besitzen das erwartete Vorzeichen. Die Koeffizienten vor den Lags von WOS sind jeweils insignifikant.

Die Betrachtung der Impulse-Response-Funktionen (Abbildung 6.55) liefert insgesamt undeutliche Signale für Wechselwirkungen. Die Response von S26 auf Schocks in TVS entfaltet sich erst in der mittleren Frist, in $t = 4$ befindet sich das Konfidenzintervall aber deutlich oberhalb der Nulllinie. Auch auf die Wochenmedienberichterstattung üben TV-Schocks noch 2 Monate später einigen Einfluss aus. Sonstige Beziehungen zwischen den Variablen können nicht festgestellt werden.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse wiederum für einen deutlichen Einfluss der TV-Berichterstattung. Die Wirkungen treten aber untypisch verzögert auf. Darüber hinaus scheinen sie nicht besonders prägnant zu sein. Eine mögliche Erklärung für diese Effekte ist die Sonderstellung Stoibers als profilierter Landespolitiker Bayerns. Die optimale Wirkungsspanne beträgt drei Monate.

6.1.15 Zusammenfassung

Die Analyse der Beziehung zwischen den Skalometer-Umfragewerten und der Berichterstattung zu einzelnen Politikern ist von der teilweise unbefriedigenden Datenlage geprägt. Grundsätzlich sind Fälle mit einer befriedigenden Anzahl von Datenpunkten zu unterscheiden von denen, wo aufgrund mangelnder Beobachtungen schon Aussagen über Korrelationskoeffizienten zweifelhaft sind.

Zu den Fällen mit einer ausreichenden Anzahl von Datenpunkten gehören S05, S11, S13, S23, S25 und S26 (Fischer, Kohl, Lafontaine, Schäuble, Schröder und Stoiber). Der Fall Fischer stellt unter diesen aufgrund des beobachteten Strukturbruchs eine Ausnahme dar. Bei den übrigen Fällen ergaben sich aus den Kreuzkorrelationen Indizien für Medienwirkungen. In allen Fällen verhielt sich auch eine oder beide der TV-Reihen grangerkausal zu den S-Reihen. Für die WO-Reihen ist das Gesamtbild gemischt, alle drei möglichen Wirkungsweisen lassen sich aufspüren. In allen Fällen konnte die Spezifizierung eines VARs deutliche Wirkungen der Fernsehmedien aufdecken. Wochenmedien schienen in einigen Fällen ebenfalls auf die Beliebtheit einzuwirken. Feedbackeffekte ließen sich nur im Fall von S11 (Kohl) nachweisen.

In den anderen Fällen war aufgrund der fehlenden Länge der Zeitreihen bei der Interpretation Vorsicht geboten. Zum Teil waren die Zusammenhänge ähnlich wie bei den oben beschriebenen Fällen, zum Teil ergaben sich aber auch vollkommen entgegengesetzte Bilder. So ergab sich beispielsweise den Fall Rudolf Scharping (S22) ein negativer Zusammenhang zwischen S22 und Leads von TV-Reihen; zwischen S22 und den WO-Reihen waren Feedbackeffekte zu erkennen. Insgesamt ließ hier die Interpretierbarkeit der Ergebnisse zum Teil stark zu wünschen übrig.

In den Fällen mit deutlicher Medienwirkung ließ sich ein durchgängiges Muster bezüglich des Ausmaßes der Wirkungen nicht erkennen. Weder war die Höhe des autoregressiven Gesamtmultiplikators noch die Wirkungsdauer oder der Zeitpunkt der maximalen Wirkung konstant. Für letztere ergab sich häufig ein Wert von einem Monat, aber auch 2 Monate und sogar 3 Monate (im Fall der TV-Wirkung auf die Umfragewerte von Stoiber) waren anzutreffen.

Insgesamt lässt sich mit den hier entwickelten Verfahren feststellen, dass Medienwirkungen vorliegen; dass den Fernsehmedien dabei die dominierende Rolle zufällt; dass Feedbackeffekte von der Bevölkerungsmeinung auf die Medien schwach ausgeprägt oder nicht vorhanden sind. Quantitativ systematisiert werden konnten diese qualitativen Befunde aber nicht. Vielmehr scheinen in jedem Einzelfall besondere Effekte aufzutreten, die nicht mit denselben strukturellen Parametern erfasst werden können. Das prägnanteste Beispiel dafür stellt wohl der Unterschied zwischen den Fällen Kohl und Fischer dar.

Um die Ergebnisse zu verbessern und die Ansätze beispielsweise für Simulation oder Prognose von Umfragewerten fruchtbar zu machen, müsste die Datenlage zum einen im Sinne von längeren Reihen verbessert werden, zum anderen in der Richtung der Anzahl von Politikern, für die Daten überhaupt vorliegen. Es bliebe dann zu überprüfen, ob durch eine Systematisierung hinsichtlich Funktion und Position des Politikers (Kanzler, Minister, Parlamentarier, Ministerpräsident, Fraktionsführer usw.) und möglicherweise eine Filterung oder Gewichtung der Themen, welche in die Medienreihen einfließen, eine Verbesserung der Ergebnisse dieser Arbeit erreicht werden kann.

6.2 Politiker-Wichtigkeit

6.2.1 Daten

Als Datengrundlage für die Analyse der Wichtigkeit von Politikern dienten zwei Quellen. Zum einen wurden Zeitreihen aus den Daten der Forschungsgruppe Wahlen zur Wichtigkeit ausgewählter Politiker in Umfragen, zum anderen aus der quantitativen Medieninhaltsanalyse des Instituts Medien Tenor gewonnen.

6.2.1.1 Wählerbefragung

Zeitreihen zur Wichtigkeit von Politikern wurden aus den Datenbanken mit den ZA-Nummern S3554, S3425, S3261, S3160, S3045, S2894 und S2765 gewonnen. Der Untersuchungszeitraum umfasst die 84 Monate von 1995:1 bis 2001:12. Die typische Fragestellung, hier aus dem Jahre 2000, lautet: „Wer sind aus Ihrer Sicht zur Zeit die wichtigsten Politiker bzw. Politikerinnen in Deutschland? Sie können dabei bis zu fünf Personen nennen!“ Eine Nennung wird mit 1 verschlüsselt, keine Nennung entsprechend mit 0.

6.2.1.2 Medienbeurteilung

Zum anderen werden aus der Politiker-Detailcodierung des Instituts Medien Tenor die monatlichen Summen aus positiven, neutralen und negativen Aussagen („Volumen“ der Berichterstattung) gebildet. Das Medienset TV bilden die TV-Nachrichtensendungen ARD Tagesthemen, ZDF heute Journal, RTL Aktuell und SAT1 18:30, das Medienset WO die Medien Focus, Spiegel, Zeit und Rheinischer Merkur. Die entspricht den jeweils ab 1995:1 codierten Fernseh- bzw. Wochenmedienformaten. Ausgewiesen sind das gewichtete Volumen der TV- und Wochenmedien.

6.2.1.3 Frequenz-Konvertierung

Die Frequenz der Umfrageerhebung ist deutlich seltener als monatlich, zum Teil sogar nur einmal im Quartal oder seltener. Darüber hinaus wurden die Variablen unregelmäßig erhoben. Eine lineare Interpolation der monatlichen Daten ist zwar möglich und wird in den Grafiken auch ausgewiesen. Bei einem Anteil von interpolierten Werten von 50% kommt eine statistische Auswertung aber nicht in mehr in Frage. Der einzige Ausweg besteht in einer Frequenz-Konvertierung, bei der aus den monatlichen Daten Quartalsdurchschnitte gebildet werden. In den Grafiken und Statistiken werden die Reihen mit interpolierter monatlicher Frequenz als W01, W02 usw. ausgewiesen. Die frequenzkonvertierten Reihen wurden mit W01Q, W02Q usw. benannt.

Es kann erwartet werden, dass die Wahrscheinlichkeit, bei quartalsweise vorliegenden Daten Wechselwirkungen zwischen Meinungen und Medien festzustellen, sinken wird. Der Grund dafür ist einfach, dass in der Medienwirkungsforschung typischerweise optimale Wirkungsspannen von deutlich weniger als 12

Wochen gefunden wurden. Die Untersuchung hier wird also allein schon aufgrund der Frequenz der Daten nur mittelfristige Wirkungen erkennen können. Da diese wahrscheinlich schwach sind, kann erwartet werden, dass die Ergebnisse dieses Kapitels uneindeutig und kontraintuitiv ausfallen werden.

6.2.2 Analysemethode

Zur Diskussion der verwendeten Methoden siehe ganz analog Abschnitt 6.1.2. Eine besondere Datenlage ergibt sich hier aus der Frequenzkonvertierung. Die zeitliche Dynamik, die sich aus der kausalen Struktur der Variablen ergeben würde, wird hier über einen Dreimonatszeitraum verwischt. Es ist also zu erwarten, dass sich etwaige Kausalitäten in kontemporärer Korrelation bemerkbar machen werden. Darüber hinaus ergeben sich höchstwahrscheinlich Fehlspezifikationen. Angenommen, der datengenerierende Prozess (DGP) lautet

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \epsilon_t, \quad \alpha_i < 0 \quad (6.3)$$

Dann bedeutet die Frequenzkonvertierung, dass die Schätzgleichung nun

$$(y_{t+2} + y_{t+1} + y_t) = \alpha_1^* (y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}) + \epsilon_t^* \quad (6.4)$$

lautet.

Der wahre DGP lautet nach Umformung demgegenüber

$$(y_{t+2} + y_{t+1} + y_t) = \alpha_1 y_{t+1} + (\alpha_1 + \alpha_2) y_t + (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3) y_{t-1} + (\alpha_2 + \alpha_3) y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \epsilon_{t+2} + \epsilon_{t+1} + \epsilon_t \quad (6.5)$$

Die Schätzung wird also – unter der Annahme unabhängig identisch verteilter Fehler – mindestens von zwei Fehlern verzerrt: Die möglicherweise falsche Restriktion $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ sowie die Korrelation einiger exogener Variablen mit den Störtermen.

Weitere Probleme bestehen in dem Verlust an Freiheitsgraden durch die fehlende Anzahl von Beobachtungen, die Reduktion der Varianz der Reihen durch die Frequenzkonvertierung und die hohe Korrelation der Regressoren. Insgesamt ist daher zu erwarten, dass die Schätzungen verzerrt sind, hohe Standardfehler aufweisen und wenig geeignet sind, die kausale Struktur zu enthüllen.

6.2.3 Joschka Fischer

6.2.3.1 Beschreibung

Die Grafiken 6.56 und 6.58 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.57 und 6.59 entsprechend quartalsweise.

Zu den folgenden Ausführungen vergleiche auch Abschnitt 6.1.4. Drei herausragende Ereignisse prägen im Untersuchungszeitraum die politische Karriere des Politikers: Im Jahre 1998 wird Fischer nach der Bundestagswahl im dritten Quartal Außenminister und Vizekanzler. Deutlich ist auch hier ein Strukturbruch sowohl in W10q als auch in TVV und WOV zu erkennen. Das zweite wichtige Ereignis ist die besteht in der Koalitionskrise 1999:Q2. Im Gegensatz zum Skalometer, das infolge der Schwierigkeiten sinkt, kann Fischer bei der Wichtigkeit auf ein Allzeithoch zunehmen. In 2001:Q1 findet die Kampagne um die militante Vergangenheit Fischers statt. Auch hier ist optisch bereits derselbe Effekt wie in 6.1.3 festzustellen, dass die Medienberichterstattung sensibler auf die Enthüllungen reagiert als die Bevölkerungsmehrung.

stats for	TVV
=====	=====
Mean:	29.851587
S.D.:	26.231183
Min:	3.0222222
Max:	103.84444
Obs:	28

(a) Statistiken

cor[W10q,TVV(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.688	0.000
-2	0.717	0.000
-1	0.723	0.000
0	0.759	0.000
1	0.675	0.000
2	0.547	0.004
3	0.444	0.026

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W10q	6.191	0.020	0.013
TVV	0.551	0.465	0.458
2 W10q	5.622	0.083	0.060
TVV	5.385	0.091	0.068
3 W10q	4.581	0.242	0.205
TVV	7.457	0.094	0.059

(c) Grangerkausalität

stats for	WOV
=====	=====
Mean:	62.643008
S.D.:	50.772608
Min:	7.0319972
Max:	236.46273
Obs:	28

(a) Statistiken

cor[W10q,WOV(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.762	0.000
-2	0.696	0.000
-1	0.655	0.000
0	0.661	0.000
1	0.596	0.001
2	0.448	0.022
3	0.323	0.115

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W10q	10.641	0.003	0.001
WOV	0.148	0.703	0.700
2 W10q	9.609	0.019	0.008
WOV	4.858	0.112	0.088
3 W10q	7.675	0.087	0.053
WOV	14.394	0.013	0.002

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.57: Statistiken W10q/TVV

Tabelle 6.58: Statistiken W10q/WOV

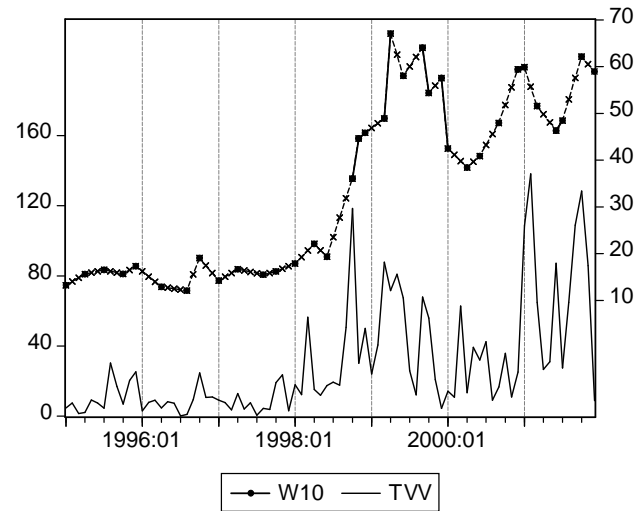


Abbildung 6.56: W10 gegen TVV

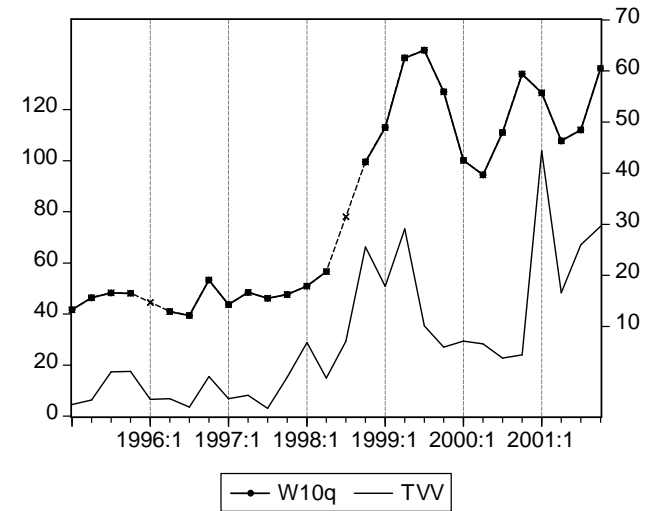


Abbildung 6.57: W10q gegen TVV

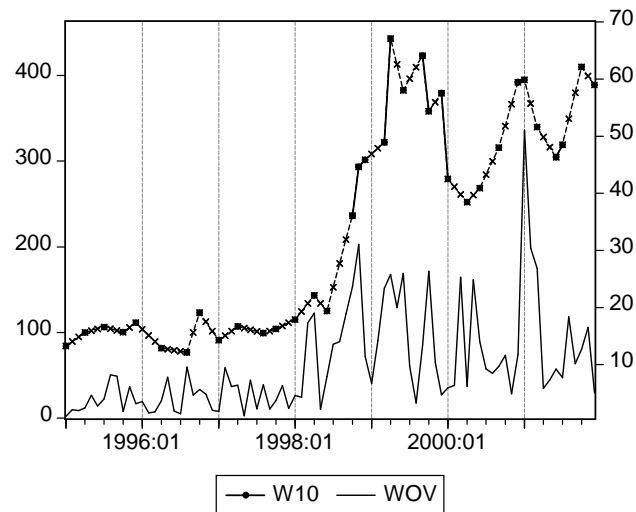


Abbildung 6.58: W10 gegen WOV

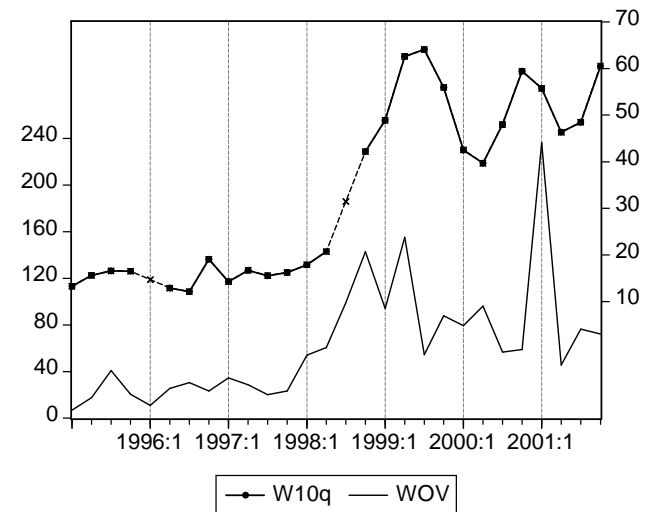


Abbildung 6.59: W10q gegen WOV

6.2.3.2 Korrelation

In Tabellen 6.57(b) und 6.58(b) sind die Kreuzkorrelationen zwischen W10 und verschiedenen Leads und Lags von TVV bzw. WOV ausgewiesen. Für die Leads und Lags von TVV sind alle Korrelationen signifikant. Die Korrelationen für Lags von TVV sind höher als für entsprechende Leads. Die Reihen scheinen gleichzulaufen, da die Korrelation zwischen W10q und TVV höher ist als die zwischen W10q und irgendwelchen Leads oder Lags von TVV.

Bei WOV sind alle Korrelationen bis auf die letzte (3 Leads von WOV) signifikant und positiv. Die höchste Korrelation tritt zwischen W10q und 3 Lags von WOV auf. WOV scheint also 3 Quartale vorzulaufen.

6.2.3.3 Grangerkausalität

Die Tabellen 6.57(c) und 6.58(c) zeigen die Ergebnisse von Grangerkausalitätstests. Die zugrunde liegenden VARs wurden mit 1 bis 3 Lags geschätzt.

In beiden Fällen stellen sich keine klaren Ergebnisse ein. Für die kurze Spanne (1 Lag) dominiert der kausale Einfluss von W10q. Die Variable ist grangerkausal sowohl zu TVV als auch zu WOV. Umgekehrt leisten die Medienvariablen bei einer Spezifikation mit einem Lag keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag. In den Spezifikationen mit 2 und 3 Lags deuten die Ergebnisse auf wechselseitige Einflüsse hin. W10q ist grangerkausal zu TVV bzw. WOV, umgekehrt gilt dasselbe. Bei der Spezifikation mit drei Lags drehen sich die Verhältnisse zwischen W10q und TVV um: Hier wird TVV grangerkausal zu W10q, umgekehrt gilt das nicht.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse für folgenden Befund: Zwischen Medienberichterstattung und Umfragen herrschen auch in der langen Frist Wechselwirkungen; eine kausale Zergliederung ist nicht möglich. Vielmehr dominieren in der einen Spezifikation die Effekte der Publikums- auf die Medienagenda, in der anderen die umgekehrten Effekte.

6.2.3.4 VAR-Schätzung

Die Analyse im Rahmen eines vektorautoregressiven Ansatzes wird von einigen Faktoren erschwert. Erstens schrumpft die Anzahl der Freiheitsgrade schnell gegen Null. Zweitens ist die multiple Korrelation zwischen den Regressoren hoch, so dass die Probleme der Multikollinearität auftauchen. Drittens sind durch die Frequenztransformationen Reihen mit geringer Varianz entstanden, was die Varianz der geschätzten Koeffizienten zusätzlich erhöht. Viertens muss entschieden werden, ob man den Strukturbruch 1998 mit einem zusätzlichen Dummy wie in Abschnitt 6.1.4.4 modelliert oder die Zeitreihen wie Einheitswurzelprozesse behandelt.

Unter diesen Vorbehalten wurde zur weiteren Analyse ein trivariates VAR spezifiziert. Tabelle 6.59 zeigt die Ergebnisse der gewöhnlichen OLS-Schätzung.

Die endogenen Variablen sind W10q, TVV und WOV. Zusätzlich wurde ein Dummy DTER definiert, der die Effekte der Kampagne gegen Fischers 68er-Vergangenheit in 2001:Q1 einfangen soll. Der Dummy

DREG fängt den Strukturbruch auf und ist definiert als $DREG = 1$ für $t \geq 1998:Q3$ und $DREG = 0$ sonst. Tests konnten nicht eindeutig eine optimale Lag-Länge signalisieren – ein Resultat der o.g. Datenprobleme –, so dass mit 2 Lags ein Kompromiss zwischen Freiheitsgraden und Berücksichtigung der Dynamik des Systems getroffen wurde. Die üblichen Tests auf serielle Korrelation zeigen gravierende Probleme.

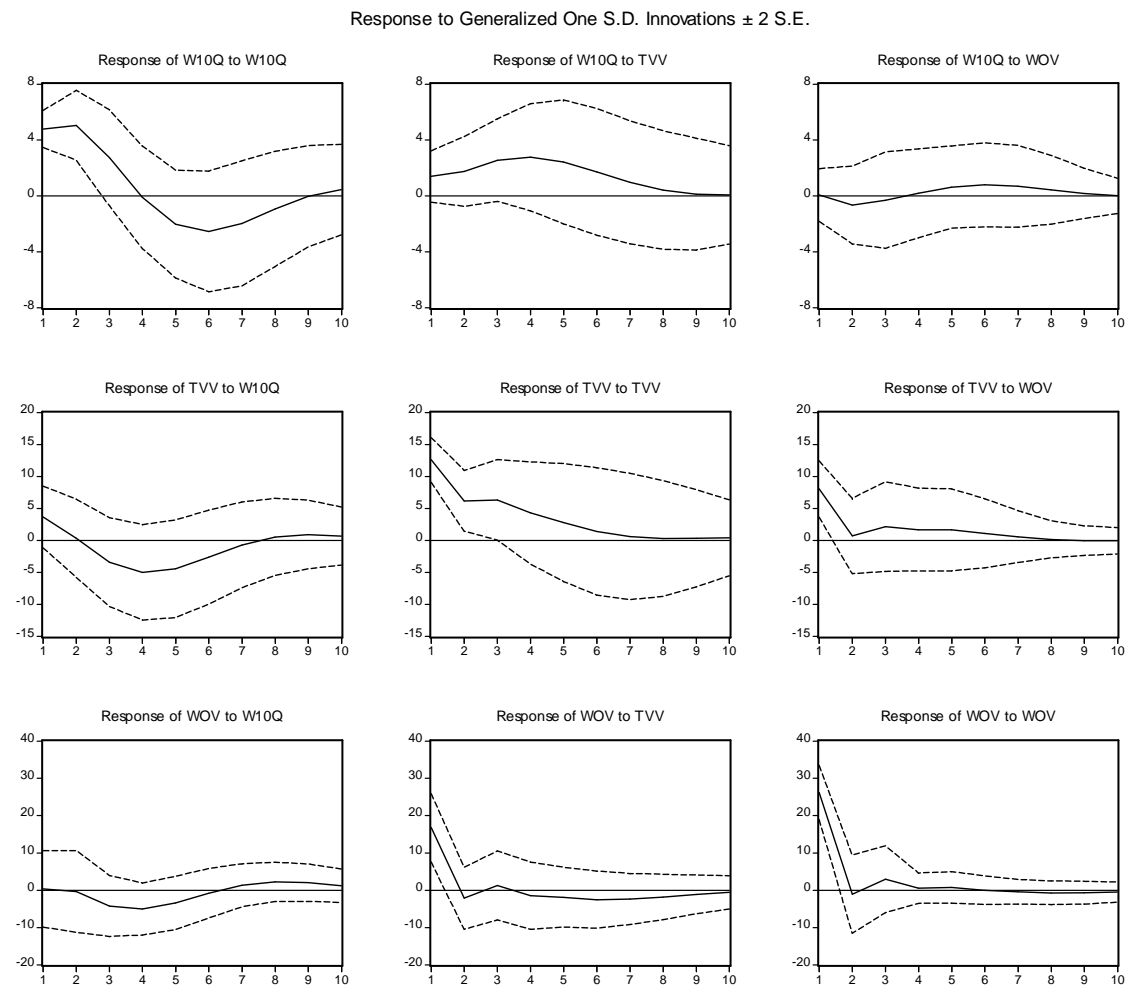
Aufgrund der hohen Korrelation von TVV und WOV sind erwartungsgemäß fast alle Koeffizienten vor den Lags dieser Variablen in allen 3 Gleichungen insignifikant. Die Ausnahme findet sich in der zweiten Gleichung (TVV), in der der erste Lag von TVV signifikant ist. Ein bereits bekanntes Ergebnis ist die Signifikanz des Dummies DTER in den Mediengleichungen (TVV und WOV), während er in der ersten Gleichung insignifikant ist. Die Variable DREG ist in allen Gleichungen wie erwartet signifikant, die Koeffizienten besitzen jeweils auch das erwartete (positive) Vorzeichen.

Abbildung 6.60 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Erwartungsgemäß lassen sich so gut wie keine Anzeichen von Wechselwirkungen finden. Schocks in W10Q beeinflussen die Medienvariablen in der Zukunft nicht. Schocks in TVV bewirken zwar eine entsprechende Response von W10Q, allerdings sind die geschätzten Standardfehler des Systems so hoch, dass nicht von einem deutlichen Zusammenhang ausgegangen werden kann. Schocks in den Medienvariablen sind zwar kontemporär stark miteinander korreliert, die zukünftige Entwicklung beeinflussen sie wechselseitig hingegen wiederum nicht.

Insgesamt lassen sich mit den hier gewählten Methoden also keine Wechselwirkungen zwischen Meinung und Medien nachweisen.

=====			
VAR-Estimates			
Sample: 1995:3 2001:4			
Obs: 26			
=====			
	W10Q	TVV	WOV
=====			
W10Q(-1)	0.9729	-0.5825	0.0940
	0.000	0.317	0.937
=====			
W10Q(-2)	-0.5305	-0.3011	-1.1850
	0.005	0.495	0.205
=====			
TVV(-1)	0.1129	0.8736	-0.2140
	0.395	0.020	0.766
=====			
TVV(-2)	0.0855	0.1706	0.2810
	0.563	0.660	0.727
=====			
WOV(-1)	-0.0621	-0.2401	0.0256
	0.361	0.185	0.944
=====			
WOV(-2)	-0.0178	-0.0169	0.0382
	0.735	0.903	0.895
=====			
C	9.0220	21.3203	45.9904
	0.002	0.005	0.004
=====			
DTER	-4.2058	80.0643	156.0595
	0.515	0.000	0.000
=====			
DREG	18.5621	41.7283	80.7482
	0.001	0.005	0.007
=====			
R2	0.9560449	0.8441284	0.8180398
adj. R2	0.9353601	0.7707771	0.7324115
mean dep.	34.577625	31.727066	66.514822
s.d. dep.	18.841186	26.302999	50.631907
s.e. eq.	4.7902547	12.593148	26.191358
=====			

Tabelle 6.59: VAR-Schätzungen für W10Q, TVV und WOVI



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.60: Impulse-Response-Funktionen für W10Q, TVV und WOVI

6.2.4 Wolfgang Gerhardt

Die Grafiken 6.61 und 6.63 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.62 und 6.64 entsprechend quartalsweise.

Insgesamt ist Wolfgang Gerhardt ein Politiker, der als nicht besonders wichtig wahrgenommen wird. Die Wichtigkeit schwankt zwischen 0% und 3% und liegt nur in 2000:9 bei über 4%. Als Parteichef der FDP kann Gerhardt auch in den Medien kaum Akzente setzen. Ausnahmen bilden lediglich 1998:5, als das ZDF ein Fernsehduell der Spitzenpersonen der fünf im Bundestag vertretenen Parteien ausstrahlt, sodann die Spendenaffäre der Hessen-CDU, in der sich die hessische FDP gegen den Willen Gerhardts weigert, die Koalition mit der CDU zu verlassen. Insgesamt wird Gerhardt in der Presse als führungsschwach und blass porträtiert, was immer wieder zu Personalspekulationen führt. Anfang 2001 übernimmt Guido Westerwelle den Parteivorsitz, wonach die Berichterstattung über Gerhardt fast zum Erliegen kommt.

6.2.4.1 Korrelation

Tabellen 6.60(b) und 6.61(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W13q und TVV bzw. WOV. Signifikante Korrelationen sind nur zwischen W10Q und TVV(+1) und W10Q und WOV(+3) festzustellen.

stats for TVV	
=====	
Mean:	11.252910
S.D.:	7.9440396
Min:	0.5555556
Max:	31.955556
Obs:	28

(a) Statistiken

cor[W13q, TVV(i)]		

i	r	p-Val
-3	-0.003	0.990
-2	0.020	0.924
-1	0.210	0.303
0	-0.177	0.387
1	-0.359	0.078
2	-0.145	0.499
3	-0.259	0.233

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test			
(Joint significance Wald-Test)			

lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W13q	2.415	0.134	0.120
TVV	1.093	0.307	0.296
2 W13q	3.367	0.212	0.186
TVV	0.773	0.685	0.679
3 W13q	4.512	0.252	0.211
TVV	0.882	0.829	0.830

(c) Grangerkausalität

stats for WOV	
=====	
Mean:	10.810591
S.D.:	6.7478085
Min:	0.4381153
Max:	25.190225
Obs:	28

(a) Statistiken

cor[W13q, WOV(i)]		

i	r	p-Val
-3	-0.040	0.851
-2	-0.002	0.994
-1	0.164	0.424
0	0.041	0.843
1	0.065	0.757
2	-0.243	0.253
3	-0.448	0.032

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test			
(Joint significance Wald-Test)			

lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W13q	0.097	0.758	0.755
WOV	0.269	0.609	0.604
2 W13q	2.431	0.319	0.297
WOV	0.214	0.899	0.898
3 W13q	2.490	0.497	0.477
WOV	0.784	0.852	0.853

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.60: Statistiken W13q/TVV

Tabelle 6.61: Statistiken W13q/WOV

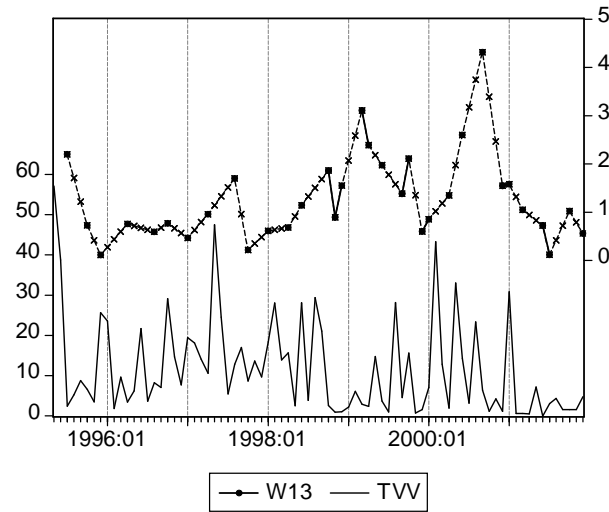


Abbildung 6.61: W13 gegen TVV

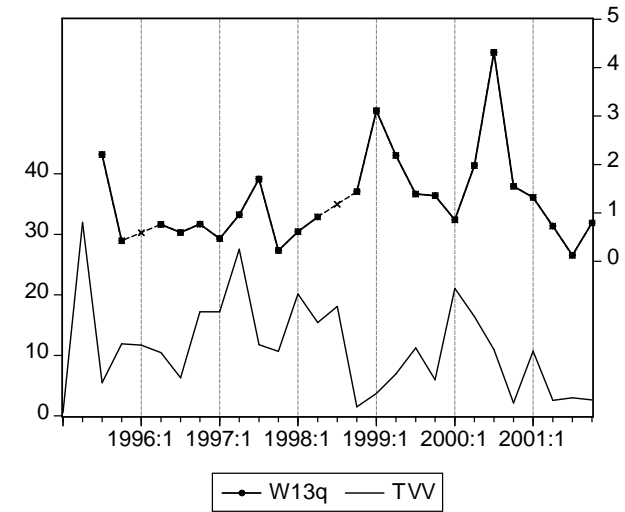


Abbildung 6.62: W13q gegen TVV

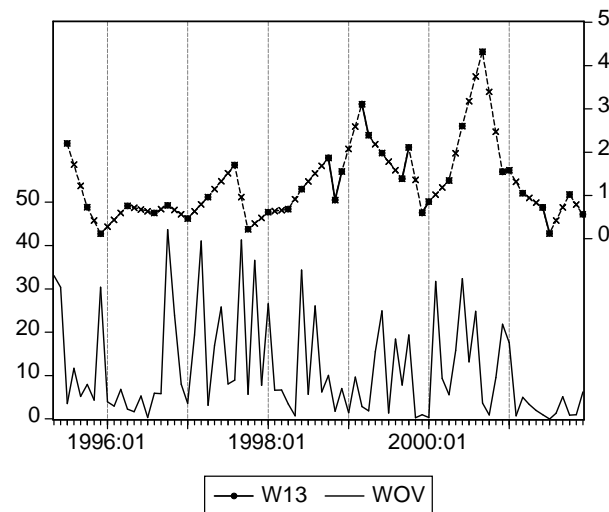


Abbildung 6.63: W13 gegen WOV

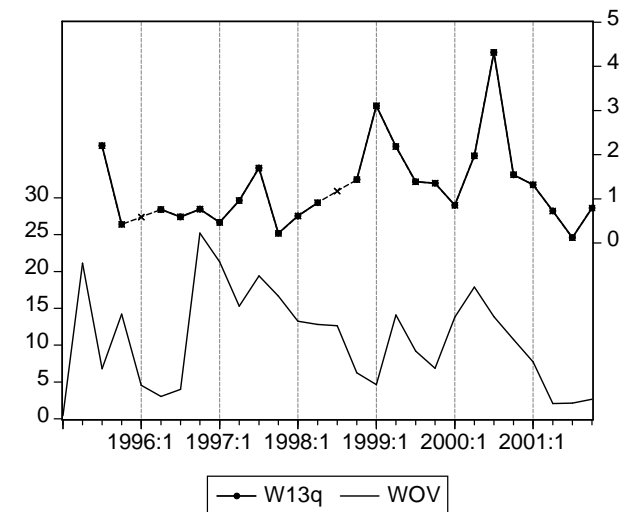


Abbildung 6.64: W13q gegen WOV

Die Vorzeichen sind in beiden Fällen negativ und somit nicht sinnvoll zu interpretieren.

6.2.4.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.60(c) und 6.61(c) zeigen die Ergebnisse von Grangerkausalitätstest zwischen W13Q und TVV bzw. WOV. Es liegen keine signifikanten Beziehungen vor.

Insgesamt lassen sich in diesem Fall keine Anzeichen wechselseitiger Beziehungen zwischen Medien und Meinungsklima feststellen.

6.2.5 Gregor Gysi

Die Grafiken 6.65 und 6.67 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.66 und 6.68 entsprechend quartalsweise.

Auch Gysi ist ein Politiker, dessen Wichtigkeit im Allgemeinen als nicht besonders hoch erachtet wird. Seine Umfragewerte schwanken zwischen 0% und 5%. Auch die Berichterstattung ist mit 5 Aussagen pro Monat und Sender bzw. 10 Aussagen pro Monat und Wochenmedium nicht besonders hoch.

In 1995:6 sorgt die Überprüfung der PDS-Abgeordneten im Bundestag, unter ihnen Gregor Gysi, für einige Aufmerksamkeit in den Medien. Für die Wichtigkeit Gysis in der Bevölkerungsmeinung hat dies keine Auswirkungen. Im November 1995 werden Vorwürfe laut, Gysi wäre für die Staatssicherheit der DDR tätig gewesen. Kurz danach gehen auch die Umfragewerte deutlich in die Höhe. 1997:1 tritt Gysi im Vorfeld des Parteitages von seinem Vorstandsposten zurück. Anfang 1998 tauchen erneute Stasi-Vorwürfe auf. 1999:4 rückt die kontroverse Belgrad-Reise Gysis in den Mittelpunkt der Aufmerksamkeit. Im Oktober 1999 findet ein aus medienwissenschaftlicher Sicht interessantes Ereignis statt: Zwei lange Interviews im Spiegel un der Woche gehen zeitgleich mit einer knappen Verdoppelung der Umfragewerte

stats for		TVV
=====		
Mean:	5.2538721	
S.D.:	4.5094622	
Min:	0.2074074	
Max:	17.666667	
Obs:	22	

(a) Statistiken

cor[W14q,TVV(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.183	0.415
-2	0.394	0.070
-1	0.305	0.167
0	0.025	0.911
1	-0.375	0.094
2	-0.026	0.913
3	0.024	0.922

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W14q TVV	2.941	0.103	0.086
	2.853	0.108	0.091
2 W14q TVV	4.000	0.170	0.135
	11.791	0.013	0.003
3 W14q TVV	7.131	0.121	0.068
	23.302	0.004	0.000

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.62: Statistiken W14q/TVV

stats for		WOV
=====		
Mean:	9.6175361	
S.D.:	6.6374989	
Min:	1.5017581	
Max:	29.855485	
Obs:	22	

(a) Statistiken

cor[W14q,WOV(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.252	0.259
-2	0.203	0.364
-1	0.300	0.174
0	0.376	0.084
1	0.192	0.405
2	0.120	0.615
3	0.137	0.576

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W14q WOV	0.845	0.370	0.358
	0.180	0.676	0.671
2 W14q WOV	1.255	0.547	0.534
	0.043	0.979	0.979
3 W14q WOV	3.001	0.426	0.391
	0.458	0.926	0.928

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.63: Statistiken W14q/WOV

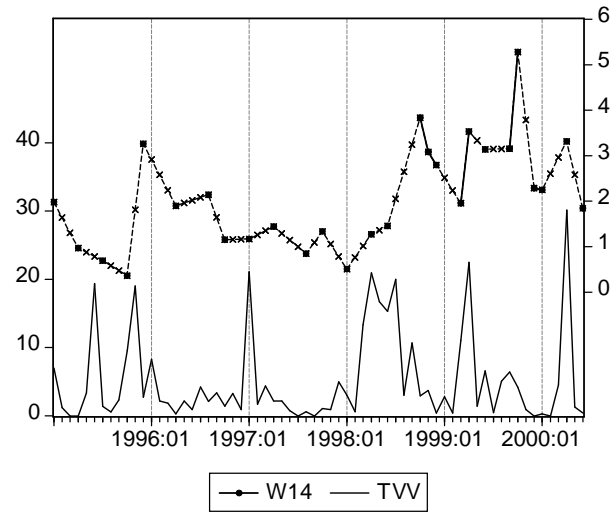


Abbildung 6.65: W14 gegen TVV

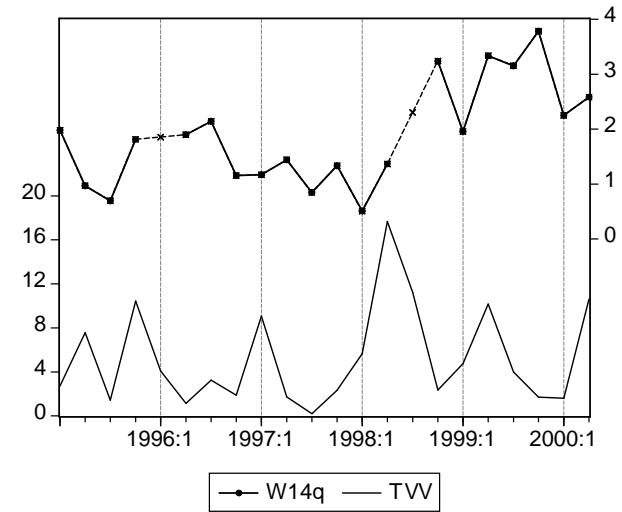


Abbildung 6.66: W14q gegen TVV

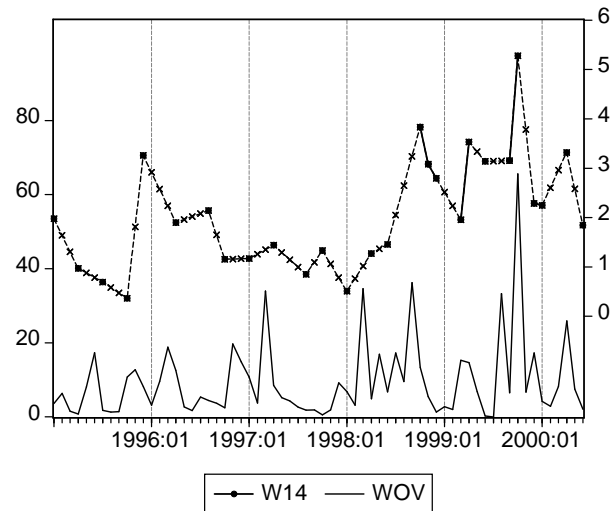


Abbildung 6.67: W14 gegen WOV

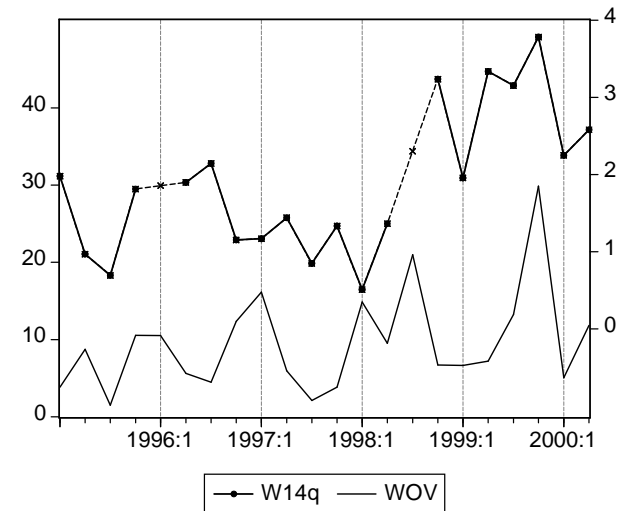


Abbildung 6.68: W14q gegen WOV

Gysis einher.² Im April 2000 tritt Gysi als Parteivorsitzender zurück.

6.2.5.1 Korrelation

Tabellen 6.62(b) und 6.63(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W14Q und TVV bzw. WOV.

Insgesamt korrelieren die Reihen nur undeutlich. TVV scheint 2 Lags vorzulaufen (Korrelation von 0,39). Diese Feststellung wird dadurch relativiert, dass 1 Lead von TVV mit $-0,38$ absolut nur marginal schwächer korreliert. W14Q und WOV korrelieren mit $0,38$. Hier sind keine Vor- oder Nachlaufeigenschaften festzustellen.

6.2.5.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.62(c) und 6.63(c) zeigen die Ergebnisse von Grangerkausalitätstest zwischen W14Q und TVV bzw. WOV.

Zwischen W14Q und TVV scheinen den Tests nach Wechselwirkungen vorzuliegen. Die F-Tests indizieren eine Wirkung von TVV auf W14Q. Demgegenüber sprechen nur 2 der 3 χ^2 -Tests auf deutlich niedrigerem Signifikanzniveau für einen umgekehrten Einfluss von W14Q auf TVV.

Für Wechselwirkungen zwischen WOV und W14Q lassen sich keine Anzeichen finden.

6.2.5.3 VAR-Schätzung

Tabelle 6.64 zeigt die Ergebnisse einer trivariaten VAR-Schätzung. Verschiedene Tests ergeben eine optimale Lag-Länge von 2 Lags. Während die Varianz von W14Q mit einem \bar{R}^2 von $0,57$ noch recht gut erklärt wird, können die Variablen TVV und WOV bei einem negativen \bar{R}^2 nicht erklärt werden. Die F-Statistiken für die letzten beiden Gleichungen (nicht ausgewiesen) sind erwartungsgemäß daher auch insignifikant. In der ersten Gleichung (W14Q) sind die beiden Lags von TVV signifikant, die beiden Lags von WOV sind insignifikant und besitzen überdies das falsche Vorzeichen.

Verschiedene Tests signalisieren keine serielle Korrelation der Residuen. Darüber hinaus wird die Hypothese multivariater Normalverteilung der Residuen nicht verworfen.

Die Impulse-Response-Funktionen werden in Abbildung 6.69 gezeigt. Deutlich ist die Wirkung von TVV-Schocks auf W14Q zu erkennen. Ansonsten sind weder bei den Medien untereinander irgendwelche Wechselwirkungen zu erkennen noch reagieren sie auf Schocks in W14Q.

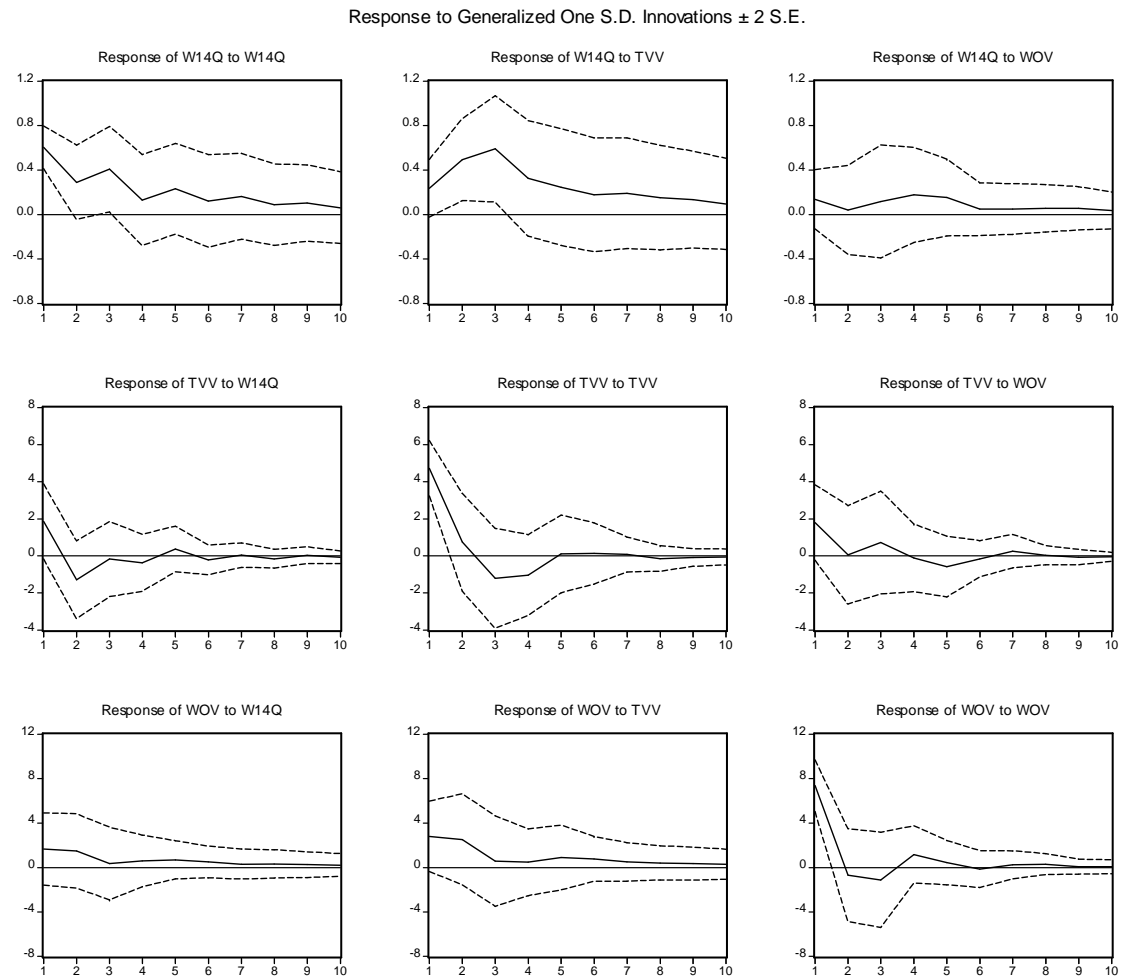
²Interessanterweise erscheint das Interview im Spiegel bereits in der Ausgabe vom 4. Oktober, während die Woche ihres erst am 22. Oktober bringt. Die Umfragen der Forschungsgruppe Wahlen wurden zwischen dem 11. und dem 14. Oktober durchgeführt und am 15. veröffentlicht. Würden die zeitlichen Indizien hier kausal interpretiert, müsste man von wechselseitigen Agendasettingeinflüssen ausgehen, bei denen ein Meinungsführermedium an der Wurzel der Kausalkette steht. Auf einem anderen Blatt steht, dass der Anlass für das Spiegel-Interview wohl die vorangehenden Wahlerfolge der PDS, der Übertritt eines sozialdemokratischen Abgeordneten und die Umstände von Lafontaines Rücktritt waren. Wichtig erscheint auch, dass der hier beschriebene Zusammenhang mit den gewählten Analysemethoden in den folgenden Abschnitten nicht aufgedeckt werden kann, da die Frequenz der Daten zur Aufdeckung so kurzfristig wirkender Effekte noch höher sein müsste.

```
=====
VAR-Estimates
Sample: 1995:3 2000:2
Obs: 20
=====
```

	W14Q	TVV	WOV
W14Q(-1)	0.2155 0.331	-3.0755 0.088	1.2624 0.636
W14Q(-2)	0.6852 0.011	2.0380 0.280	2.5092 0.390
TVV(-1)	0.1084 0.012	0.3184 0.292	0.6319 0.186
TVV(-2)	0.0764 0.050	-0.1459 0.607	0.0573 0.896
WOV(-1)	-0.0249 0.314	-0.0131 0.945	-0.2696 0.368
WOV(-2)	-0.0198 0.408	0.1090 0.558	-0.2479 0.397
C	-0.2372 0.605	5.4160 0.145	4.4960 0.424

```
=====
R2      0.7053477 0.3022897 0.2067218
adj. R2 0.5693543-0.0197304-0.1594066
mean dep. 1.9411225 5.2640741 9.9515295
s.d. dep. 0.9213197 4.6753490 6.8390263
s.e. eq. 0.6046032 4.7212469 7.3639725
=====
```

Tabelle 6.64: VAR-Schätzungen für W14Q, TVV und WOV



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.69: Impulse-Response-Funktionen für W14Q, TVV und WOV

6.2.6 Helmut Kohl

Die Grafiken 6.70 und 6.72 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.71 und 6.73 entsprechend quartalsweise.

Für eine Beschreibung der wichtigsten Ereignisse bezüglich des Politikers Helmut Kohl im Untersuchungszeitraum siehe Abschnitt 6.1.6. Die Variation der W21-Reihe ist gering. Im Untersuchungszeitraum ist sie von einer fast stetigen Abnahmetendenz geprägt. Die Medienreihen sind dagegen etwas volatiler und von einer Zunahmetendenz geprägt.

Die wichtigsten Ereignisse lassen sich auch in der Bewegung der Medienreihen wiederfinden: Die Diskussion um das Sparpaket in 1996:9, die schlechte wirtschaftliche Lage und die hohe Arbeitslosigkeit in 1997:1 und den folgenden beiden Monaten, der Parteitag in 1997:10, die verlorene Niedersachsenwahl in 1998:3, der Parteitag in Bremen 1998:5 und schließlich die Bundestagswahl in 1998:9 am Ende des Untersuchungszeitraums.

Die gegenläufige Entwicklung von Medienaufmerksamkeit und Wichtigkeit in den Umfrageergebnissen ist zunächst kontraintuitiv. Eine mögliche Erklärung ist, das sich die Auffassung, das System Kohl müsse nun irgendwann einmal zu Ende gehen, unterschiedlich bemerkbar gemacht haben könnte: In den

```

stats for      TVV
=====
Mean:    108.29722
S.D.:    47.027479
Min:     32.103704
Max:     194.12593
Obs:      16

```

(a) Statistiken

```

cor[W21q,TVV(i)]
-----
i      r      p-Val
-3    -0.734  0.001
-2    -0.694  0.003
-1    -0.620  0.010
0     -0.437  0.090
1     -0.468  0.079
2     -0.514  0.060
3     -0.276  0.361

```

(b) Kreuzkorrelationen

```

Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
-----
lag-order   Wald   p(F)   p(X2)
1 W21q      0.025  0.876  0.874
TVV         5.566  0.036  0.018

2 W21q      0.743  0.700  0.690
TVV         3.385  0.238  0.184

3 W21q      1.646  0.667  0.649
TVV         2.563  0.513  0.464

```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.65: Statistiken W21q/TVV

```

stats for      WOV
=====
Mean:    168.90484
S.D.:    82.309928
Min:     44.930731
Max:     320.95464
Obs:      16

```

(a) Statistiken

```

cor[W21q,WOV(i)]
-----
i      r      p-Val
-3    -0.843  0.000
-2    -0.832  0.000
-1    -0.746  0.001
0     -0.667  0.005
1     -0.584  0.022
2     -0.718  0.004
3     -0.468  0.107

```

(b) Kreuzkorrelationen

```

Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
-----
lag-order   Wald   p(F)   p(X2)
1 W21q      0.334  0.574  0.563
WOV         0.627  0.444  0.429

2 W21q      4.393  0.167  0.111
WOV         1.762  0.447  0.414

3 W21q      5.580  0.237  0.134
WOV         1.228  0.752  0.746

```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.66: Statistiken W21q/WOV

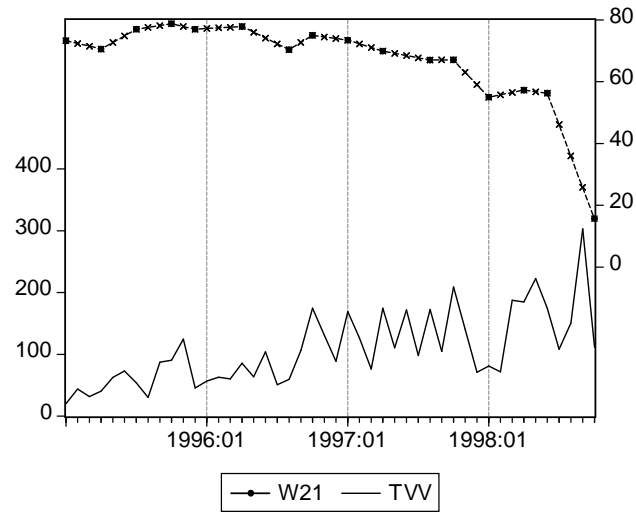


Abbildung 6.70: W21 gegen TVV

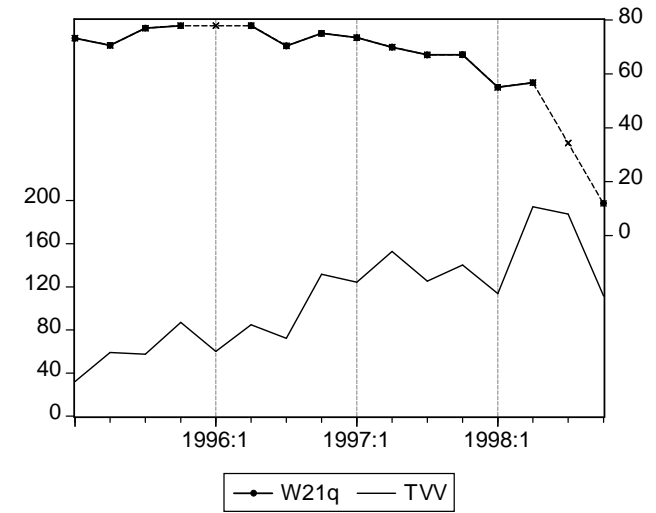


Abbildung 6.71: W21q gegen TVV

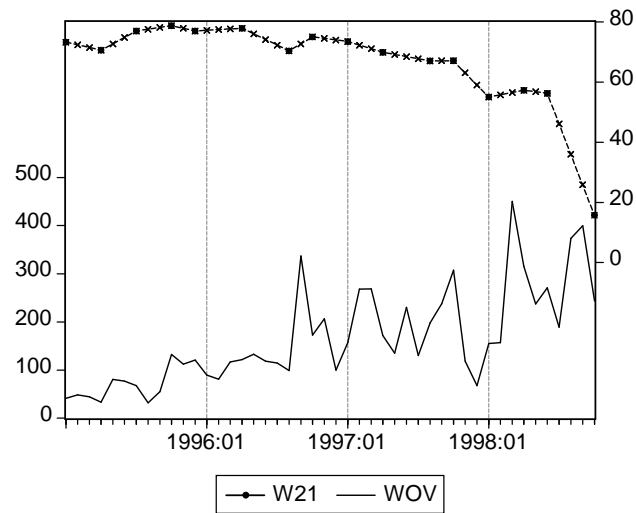


Abbildung 6.72: W21 gegen WOV

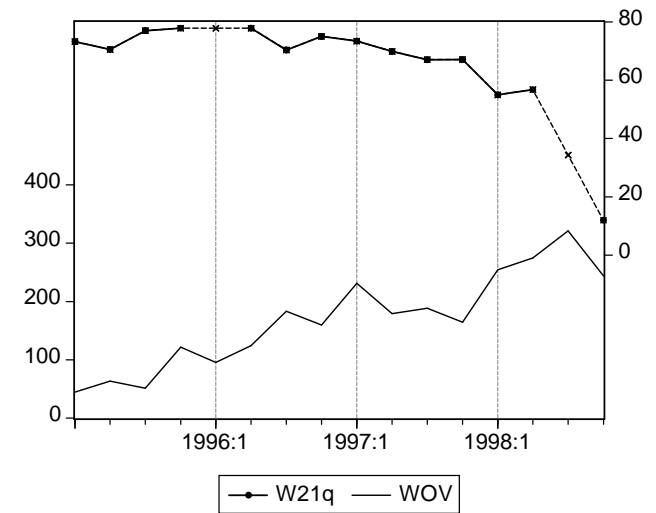


Abbildung 6.73: W21q gegen WOV

Medien gingen die Zweifel an der Person Kohls mit erhöhter Berichterstattung einher, etwa bedingt durch Spekulationen über seinen Rücktritt, sein Verhältnis zu möglichen Nachfolgern, Bilanzierung der Regierungszeit Kohl usw., während bei den Befragten sich gleichzeitig die Meinung durchsetzte, dass möglicherweise andere Personen die Stelle Kohls einnehmen könnten oder sollten.

6.2.6.1 Korrelation

Tabellen 6.65(b) und 6.66(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W21Q und TVV bzw. WOV. Aufgrund der geschilderten Gegenläufigkeit der Reihen sind alle Korrelationen negativ. Die Medienreihen besitzen in beiden Fällen einen Vorlauf von 3 Monaten.

6.2.6.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.65(c) und 6.66(c) zeigen die Ergebnisse der Grangerkausalitätstests zwischen den Reihen W21Q und TVV bzw. WOV. Bei einer Spezifikation mit einem Lag gibt es Hinweise, dass TVV grangerkausal zu W21Q ist. Ansonsten können keine wechselseitigen Beziehungen festgestellt werden.

6.2.7 Oskar Lafontaine

Die Grafiken 6.74 und 6.76 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.75 und 6.77 entsprechend quartalsweise.

Für eine Beschreibung der wichtigsten Ereignisse bezüglich des Politikers Oskar Lafontaine im Untersuchungszeitraum siehe auch Abschnitt 6.1.7. Deutlich erkennbar ist der heftige Ausschlag der Berichterstattung in 1995:11 während des legendären Mannheimer Parteitages. Während davor Lafontaines Wichtigkeit bei unter 10% liegt, katapultiert ihn der Parteitag auf Werte um die 50%. Danach setzt eine stetige Erosion auf ca. 30 – 40% ein. Im April 1997 erreicht der Machtkampf zwischen Lafontaine und Schröder einen vorläufigen Höhepunkt, ohne dass aber in der Sache – Kanzlerkandidatur – eine Lösung erreicht wird. Der Parteitag in Hannover in 1998:12 sorgt noch einmal für erhöhte TV-Berichterstattung. In den Wochenmedien schlägt sich dagegen die Niedersachsenwahl und die Ernennung von Schröder zum Kanzlerkandidaten im Februar und März 1998 viel deutlicher nieder. Lafontaine wird danach als zunehmend unwichtig wahrgenommen, seine Umfragewerte sacken auf unter 30% in 1998:6 ab. Erst nach der Bundestagswahl 1998 und seiner Ernennung zum Finanzminister steigen die Werte wieder auf über 30%. Gewaltige Medienaufmerksamkeit erlangt Lafontaine wieder in 1998:10 und 11 mit seinem Streit um er-

<div>stats for</div> <div>TVV</div> <div>=====</div> <div>Mean: 42.311983</div> <div>S.D.: 27.649426</div> <div>Min: 2.2962963</div> <div>Max: 96.933333</div> <div>Obs: 17</div>	<div>stats for</div> <div>WOV</div> <div>=====</div> <div>Mean: 85.024324</div> <div>S.D.: 67.985689</div> <div>Min: 8.2014768</div> <div>Max: 292.10654</div> <div>Obs: 17</div>
(a) Statistiken	(a) Statistiken
<div>cor [W23q,TVV(i)]</div> <div>-----</div> <div>i r p-Val</div> <div>-3 -0.364 0.151</div> <div>-2 -0.253 0.326</div> <div>-1 -0.007 0.977</div> <div>0 0.490 0.046</div> <div>1 0.332 0.209</div> <div>2 0.078 0.783</div> <div>3 0.056 0.848</div>	<div>cor [W23q,WOV(i)]</div> <div>-----</div> <div>i r p-Val</div> <div>-3 -0.463 0.061</div> <div>-2 -0.328 0.198</div> <div>-1 -0.125 0.632</div> <div>0 0.497 0.042</div> <div>1 0.412 0.113</div> <div>2 0.217 0.438</div> <div>3 0.351 0.218</div>
(b) Kreuzkorrelationen	(b) Kreuzkorrelationen
<div>Granger Causality Test</div> <div>(Joint significance Wald-Test)</div> <div>-----</div> <div>lag-order Wald p(F) p(X2)</div> <div>1 W23q 0.214 0.651 0.643</div> <div>TVV 1.851 0.197 0.174</div> <div>2 W23q 0.541 0.769 0.763</div> <div>TVV 3.350 0.236 0.187</div> <div>3 W23q 0.602 0.893 0.896</div> <div>TVV 3.919 0.346 0.270</div>	<div>Granger Causality Test</div> <div>(Joint significance Wald-Test)</div> <div>-----</div> <div>lag-order Wald p(F) p(X2)</div> <div>1 W23q 1.534 0.237 0.215</div> <div>WOV 8.251 0.013 0.004</div> <div>2 W23q 0.521 0.776 0.771</div> <div>WOV 10.459 0.028 0.005</div> <div>3 W23q 0.908 0.823 0.823</div> <div>WOV 19.845 0.019 0.000</div>
(c) Grangerkausalität	(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.67: Statistiken W23q/TVV

Tabelle 6.68: Statistiken W23q/WOV

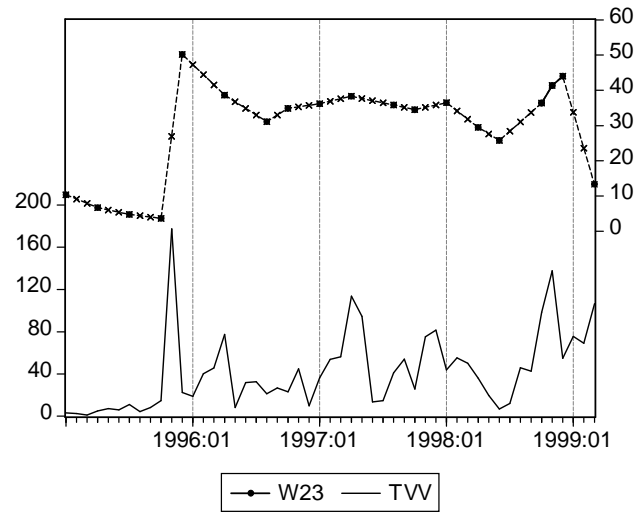


Abbildung 6.74: W23 gegen TVV

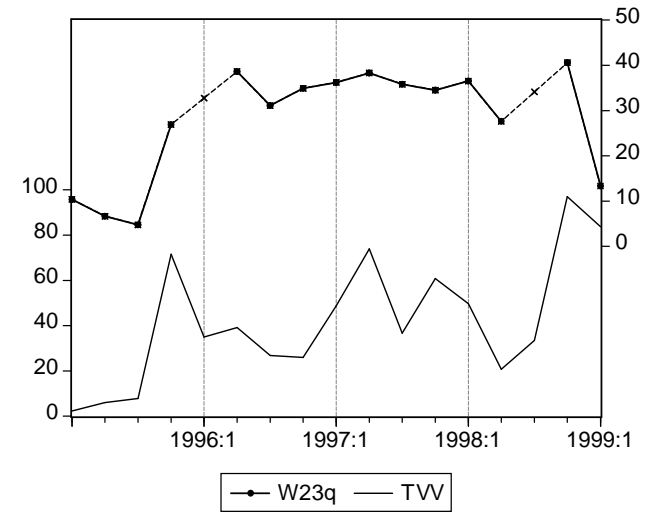


Abbildung 6.75: W23q gegen TVV

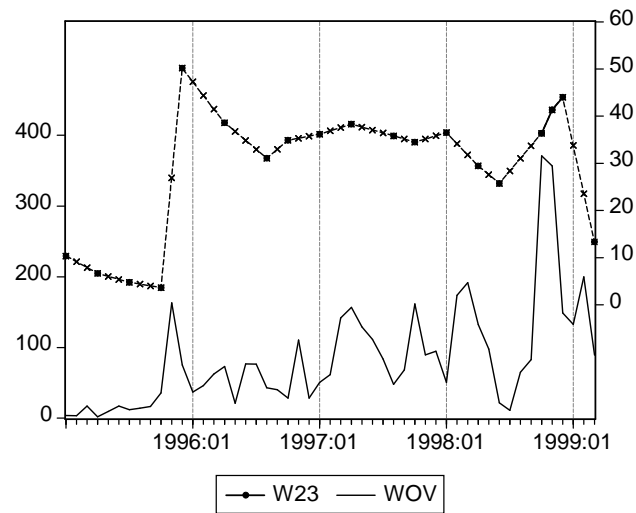


Abbildung 6.76: W23 gegen WOV

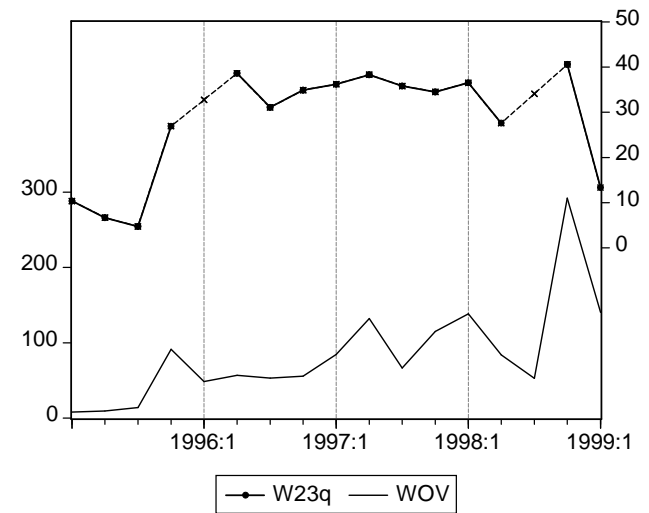


Abbildung 6.77: W23q gegen WOV

weiterte Kompetenzen des Finanzministeriums und mit der Bundesbank über die Zinspolitik. Bekanntlich tritt Lafontaine am 11. März 1999 von allen Ämtern zurück, begleitet von einbrechender Berichterstattung und Beliebtheit.

6.2.7.1 Korrelation

Tabellen 6.67(b) und 6.68(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W23Q und TVV bzw. WOV. Es sind keine Vor- oder Nachlaufeigenschaften erkennbar. Vielmehr wird die Korrelation zwischen W23Q und TVV bzw. WOV mit 0,49 bzw 0,50 maximal.

6.2.7.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.67(c) und 6.68(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen W23Q und TVV bzw. WOV.

Zwischen W23Q und TVV sind keine wechselseitigen Beziehungen zu erkennen. Alle Tests sind insignifikant. Zwischen W23Q und WOV scheint ein robuster Einfluss von WOV auf W23Q erkennbar. Es liegt aber aufgrund der Korrelationszahlen (Tabelle 6.68(b)) nahe, dass bei den zugrunde liegenden Regressionen jeweils ein negatives Vorzeichen vor den Koeffizienten von WOV vorliegt. Dies ist in der Tat der Fall. Außerdem ist das signifikante Ergebnis dem Umstand geschuldet, dass dem Einbruch von W23Q in 1999:1 der Höhepunkt der Reihe WOV vorausgeht.

Dieses Ergebnis macht nur in dem Fall in Hinsicht auf irgend eine Kausalität Sinn, wenn man folgende Deutung nahe legt: Die in der Hauptsache negative Berichterstattung des Quartals 1998:Q4 – siehe Abschnitt 6.1.7 – führte in der Konsequenz zu einer Erosion der Stellung Lafontaines bis zu dem Punkt, dass dieser seinen Rücktritt erklären musste. Ohne Amt und Posten verlor er damit auch den Großteil der Wichtigkeit in den Umfragen.

6.2.8 Angela Merkel

Die Grafiken 6.78 und 6.80 zeigen die Wichtigkeit der Politikerin und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.79 und 6.81 entsprechend quartalsweise.

Für eine Beschreibung der wichtigsten Ereignisse bezüglich der Politikerin Angela Merkel im Untersuchungszeitraum siehe auch Abschnitt 6.1.8. Vor Ihrer Ernennung zur Generalsekretärin der CDU in 2000:2 bewegt sich die Wichtigkeit Merkels unter der 10%-Marke. Auch die Medienaufmerksamkeit ist gering. Bereits im Vorfeld ihrer Ernennung ist aber bereits ein deutliches Anziehen letzterer zu verzeichnen. In den Monaten 2000:2-3 erfreut sich Merkel einer starken Präsenz sowohl in TV- als auch Wochenmedien. War die gemessene Wichtigkeit der Politikerin in 2000:1 noch unter 20%, wurde sie durch die Ereignisse auf über gemessene 60% in 2000:4 katapultiert. Sie stabilisiert sich danach in einem Korridor von 20–40% bei abnehmender Tendenz. In 2000:6 wird aus Anlass der ersten 100 Tage im Amt eine Zwischenbilanz bei erhöhter Medienaufmerksamkeit gezogen. In 2000:9-10 sorgt die Debatte um die Frage, inwieweit Zuwanderung von der CDU zum Wahlkampfthema gemacht werden soll, für Berichterstattung. In 2001:6 facht Horst Seehofer eine Personaldebatte um die Person Merkel an. Die Diskussion um den von Merkel geprägten Begriff Neue Soziale Marktwirtschaft sorgt in den TV-, nicht aber den Wochenmedien, in

stats for		TVV
=====		
Mean:	40.419943	
S.D.:	30.047738	
Min:	1.7481481	
Max:	80.474074	
Obs:	13	

(a) Statistiken

cor [W27q, TVV(i)]		

i	r	p-Val
-3	0.300	0.399
-2	0.650	0.030
-1	0.915	0.000
0	0.704	0.007
1	0.674	0.012
2	0.539	0.057
3	0.539	0.057

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test			
(Joint significance Wald-Test)			

lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W27q TVV	1.515 18.992	0.250 0.002	0.218 0.000
2 W27q TVV	0.063 33.758	0.969 0.003	0.969 0.000
3 W27q TVV	0.227 20.622	0.969 0.074	0.973 0.000

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.69: Statistiken W27q/TVV

stats for		WOV
=====		
Mean:	66.303257	
S.D.:	49.252986	
Min:	10.031646	
Max:	143.39698	
Obs:	13	

(a) Statistiken

cor [W27q, WOV(i)]		

i	r	p-Val
-3	0.310	0.384
-2	0.674	0.023
-1	0.888	0.000
0	0.729	0.005
1	0.486	0.093
2	0.441	0.132
3	0.231	0.448

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test			
(Joint significance Wald-Test)			

lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W27q WOV	0.123 10.964	0.734 0.009	0.726 0.001
2 W27q WOV	0.302 7.256	0.863 0.093	0.860 0.027
3 W27q WOV	4.503 3.584	0.373 0.444	0.212 0.310

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.70: Statistiken W27q/WOV

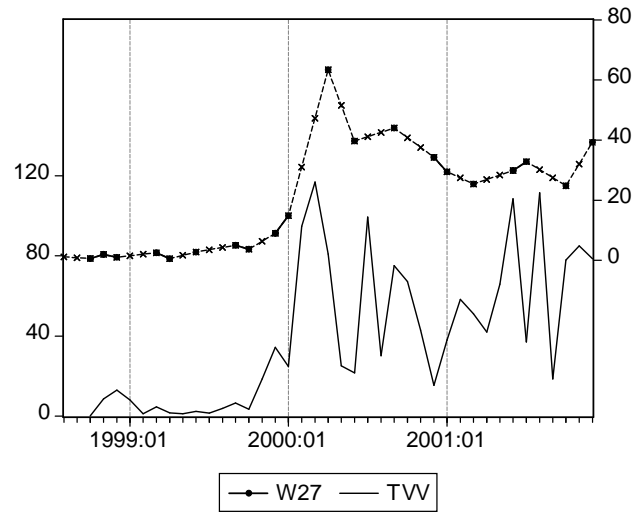


Abbildung 6.78: W27 gegen TVV

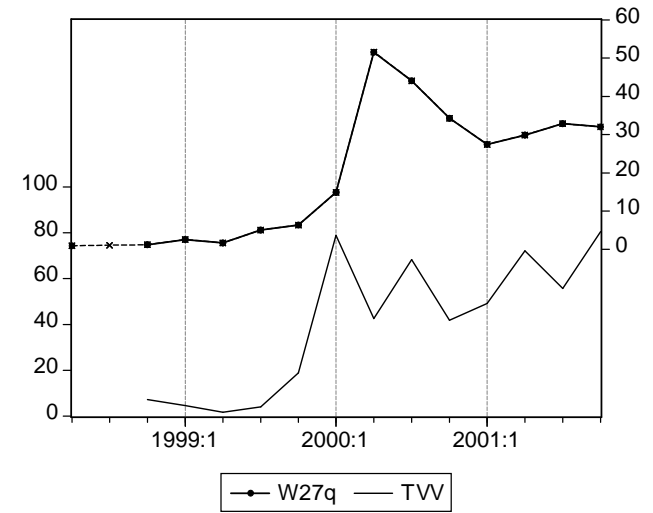


Abbildung 6.79: W27q gegen TVV

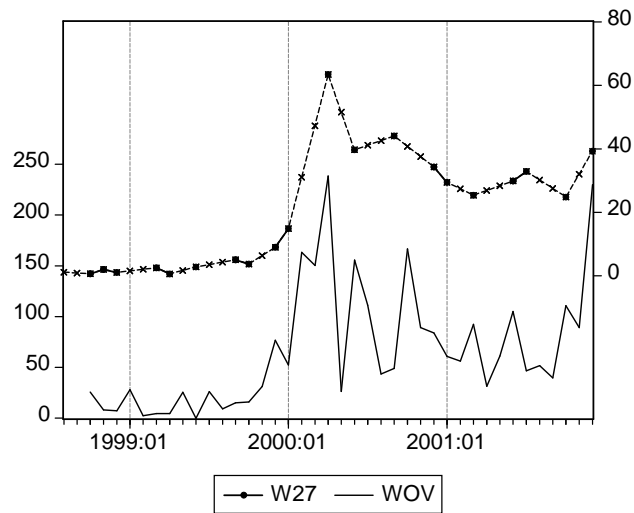


Abbildung 6.80: W27 gegen WOV

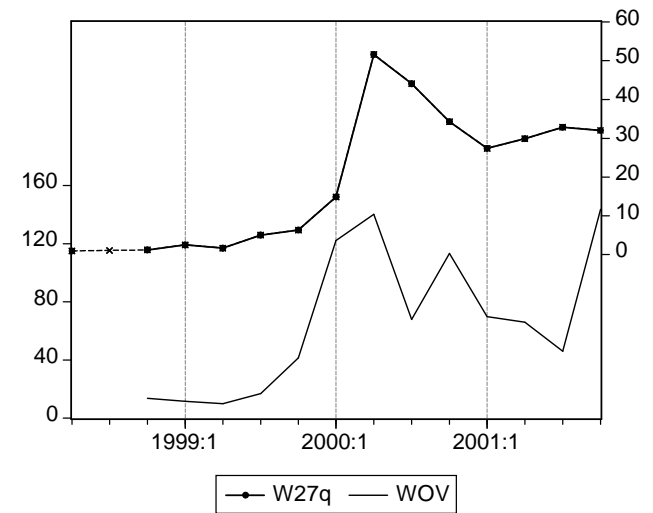


Abbildung 6.81: W27q gegen WOV

2001:8 für Aufmerksamkeit. Schließlich bricht die so genannte K-Frage – soll Merkel oder Stoiber zur kommenden Bundestagswahl der Kanzlerkandidat der CDU werden? – am Ende des Untersuchungszeitraums voll aus. Dies sorgt für einen Ausschlag in der Wochenmedienberichterstattung und einen erneuten Anstieg der gemessenen Wichtigkeit auf knapp 40%.

6.2.8.1 Korrelation

Tabellen 6.69(b) und 6.70(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W27Q und TVV bzw. WOV.

Es ist deutlich der Vorlauf beider Medienreihen zu erkennen. Die Korrelation zwischen W27Q und TVV(-1) beträgt 0,92, die zwischen W27Q und WOV(-1) 0,89.

6.2.8.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.69(c) und 6.70(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen W27Q und TVV bzw. WOV.

Die Ergebnisse sind aufgrund der geringen Anzahl an Freiheitsgraden grundsätzlich nur mit Vorsicht zu genießen. Insbesondere die Spezifikation mit 3 Lags soll hier bei der Betrachtung vernachlässigt werden.

Zwischen W27Q und TVV sprechen die Tests für eine eindeutige Wirkung von TVV auf W27Q. Die Teststatistiken fallen jeweils hochsignifikant aus auf 1%-Niveau oder besser. Umgekehrt sind die Statistiken hochgradig insignifikant.

Zwischen W27Q und WOV ergibt sich dasselbe Bild, wenn auch die Statistiken bei der Spezifikation mit 2 Lags nicht dasselbe hohe Signifikanzniveau erreichen. Hier ist der F-Test nur noch auf 10%-Niveau signifikant, der χ^2 -Test immerhin noch auf 5%-Niveau.

Insgesamt spricht in diesem kurzen Untersuchungszeitraum alles für eine starke Medienwirkung. Allerdings muss einschränkend festgehalten werden, dass hier die niedrige Frequenz der Daten zu falschen Schlussfolgerungen geführt haben könnte. So sind in dem kritischen Zeitraum 2000:1 bis 2000:4 nur zwei Messungen für die monatliche Reihe W27 am Anfang und Ende des Intervalls verfügbar (siehe Abb. 6.80). Im Resultat ist nicht festzustellen, welcher Teil des sprunghaften Anstiegs in W27 auf die Monate 2000:2 und 2000:3 und damit in 2000:Q1 fällt, und welcher sich erst in 2000:4 realisiert. Für die zeitliche Struktur und damit die kausale Interpretation ist dies aber entscheidend. Hätte der Großteil des Anstiegs bereits in 2000:Q1 stattgefunden, würden sowohl die Vorlaufeigenschaften der Medienreihen verschwinden als auch die Grangerkausalitätstests insignifikant werden.

6.2.9 Wolfgang Schäuble

Die Grafiken 6.82 und 6.84 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.83 und 6.85 entsprechend quartalsweise. Bei letzteren wurde die letzte Beobachtung – 2000:Q1 – weggelassen, da hier in allen Reihen aufgrund der besonderen politischen Ereignisse extreme Ausreißer vorliegen.

Für eine Beschreibung der wichtigsten Ereignisse in der Karriere des Politikers im Untersuchungszeitraum siehe auch Abschnitt 6.1.12. Deutlich sind ähnliche Muster und Ausschläge zu erkennen: Der Parteitag in 1997:10, der Streit zwischen Waigel und Schäuble 1998:4, die verlorene Bundestagswahl und die Nachfolge Schäubles in das Amt des Parteivorsitzenden 1998:8-10, die umstrittene Kampagne gegen die doppelte Staatsbürgerschaft und der Spendenkandal am Ende des Untersuchungszeitraums.

6.2.9.1 Korrelation

Tabellen 6.71(b) und 6.72(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W43Q und TVV bzw. WOV. Die Reihen korrelieren, wie auch optisch erkennbar, recht gut miteinander. TVV und WOV laufen mit einer Korrelation von 0,84 bzw. 0,69 gleich.

stats for	TVV
=====	
Mean:	18.265556
S.D.:	12.870357
Min:	1.9111111
Max:	47.925926
Obs:	20

(a) Statistiken

cor[W43q,TVV(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.693	0.002
-2	0.598	0.009
-1	0.621	0.005
0	0.837	0.000
1	0.548	0.012
2	0.579	0.009
3	0.116	0.647

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W43q	2.557	0.129	0.110
TVV	0.423	0.525	0.515
2 W43q	2.500	0.319	0.286
TVV	0.172	0.918	0.918
3 W43q	5.521	0.204	0.137
TVV	3.836	0.334	0.280

(c) Grangerkausalität

stats for	WOV
=====	
Mean:	48.665788
S.D.:	28.616330
Min:	13.805907
Max:	124.08790
Obs:	20

(a) Statistiken

cor[W43q,WOV(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.606	0.010
-2	0.455	0.058
-1	0.632	0.004
0	0.690	0.001
1	0.536	0.015
2	0.564	0.012
3	-0.020	0.937

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W43q	0.189	0.670	0.664
WOV	1.487	0.240	0.223
2 W43q	0.104	0.949	0.949
WOV	1.950	0.403	0.377
3 W43q	5.309	0.216	0.151
WOV	3.203	0.406	0.361

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.71: Statistiken W43q/TVV

Tabelle 6.72: Statistiken W43q/WOV

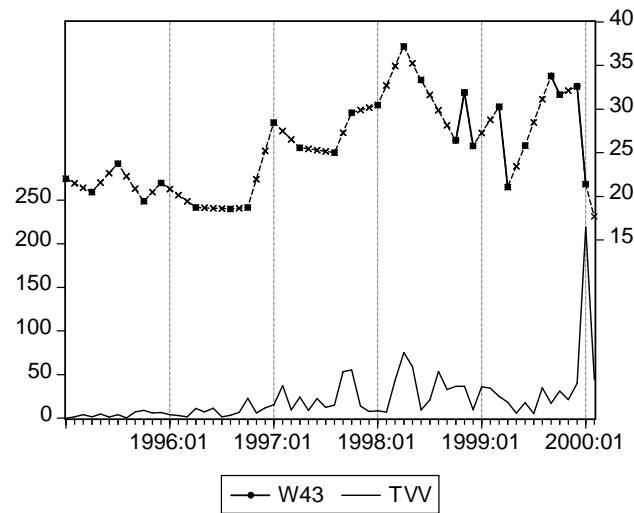


Abbildung 6.82: W43 gegen TVV

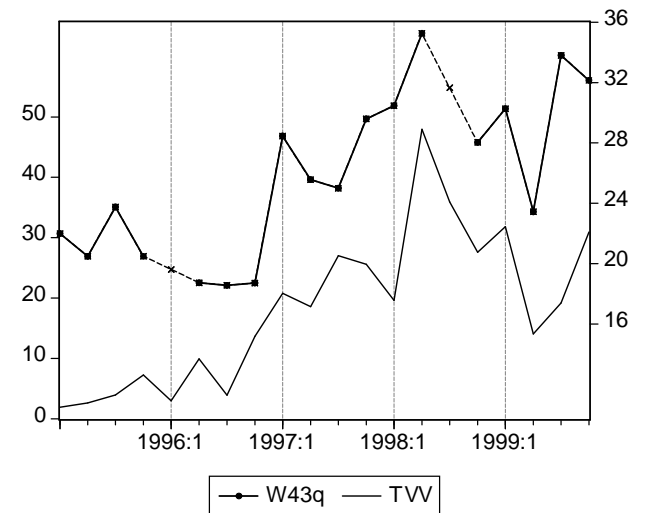


Abbildung 6.83: W43q gegen TVV

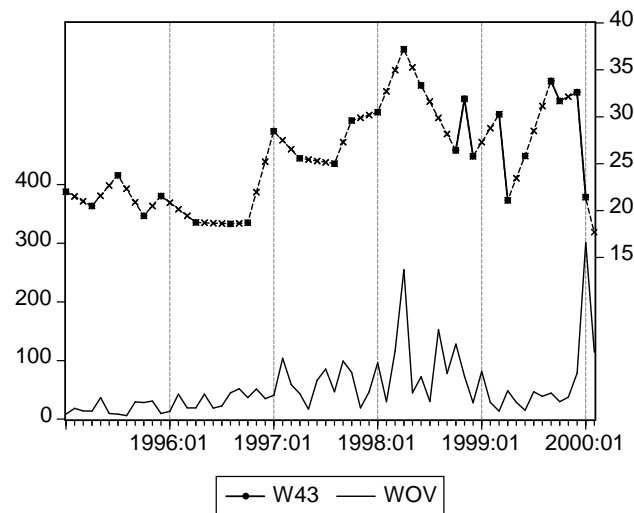


Abbildung 6.84: W43 gegen WOV

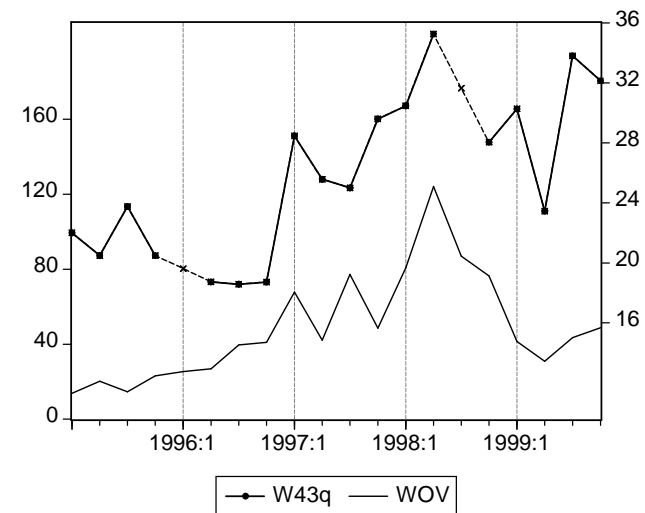


Abbildung 6.85: W43q gegen WOV

Aufgrund der Struktur der Kreuzkorrelationen sind also keine Hinweise auf kausale Zusammenhänge abzuleiten.

6.2.9.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.71(c) und 6.72(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen W43Q und TVV bzw. WOV. Alle Tests fallen insignifikant aus. Aufgrund der Grangerkausalitätstests können keine kausalen Zusammenhänge zwischen W32Q, TVV und WOV abgeleitet werden.

6.2.9.3 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Tests ergeben eine optimale Lag-Länge von 1. Tabelle 6.73 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen. Die erklärte Varianz ist mit $\bar{R}^2 < 0,4$ für W43Q und WOV nicht besonders gut, für TVV mit $\bar{R}^2 = 0,67$ passabel. In der ersten Gleichung erreicht kein Koeffizient Signifikanz. TVV wird sowohl von W43Q als auch von WOV stark beeinflusst. Die entsprechenden Koeffizienten sind positiv und signifikant auf 10%- bzw. 1%-Niveau. Für WOV wiederum sind die Koeffizienten der anderen Variablen jeweils insignifikant.

Aufgrund von verschiedenen Tests kann nicht ermittelt werden, ob die Hypothese fehlender Autokorrelation der Residuen angenommen werden kann. Immerhin scheinen die Residuen multivariat normalverteilt zu sein.

Abbildung 6.86 zeigt die generalisierten Impulse-Response-Funktionen des Systems. Die hohe Korrelation der Residuen, also die großen Effekte in $t = 1$ in allen Grafiken, deutet darauf hin, dass ein Großteil der Wechselwirkung zwischen den Variablen jeweils in derselben Periode stattfindet und die Vergangenheit jeweils eine untergeordnete Rolle spielt. Eine Ausnahme stellt TVV dar, was auf Schocks in WOV im folgenden Quartal deutlich reagiert. Etwas schwächer reagieren auch W43Q auf WOV in $t = 2$ als auch TVV auf W43Q in $t = 2$. Es bleibt aber festzuhalten, dass die positiven Reaktionen auf Schocks hauptsächlich durch die hohe kontemporäre Korrelation der Residuen bedingt werden.

Insgesamt scheint hier der bestimmende Einfluss der Wochenmedienberichterstattung schwach abgesichert. Die Fernsehberichterstattung lässt sich überdies offenbar auch von der Bevölkerungsmeinung beeinflussen.

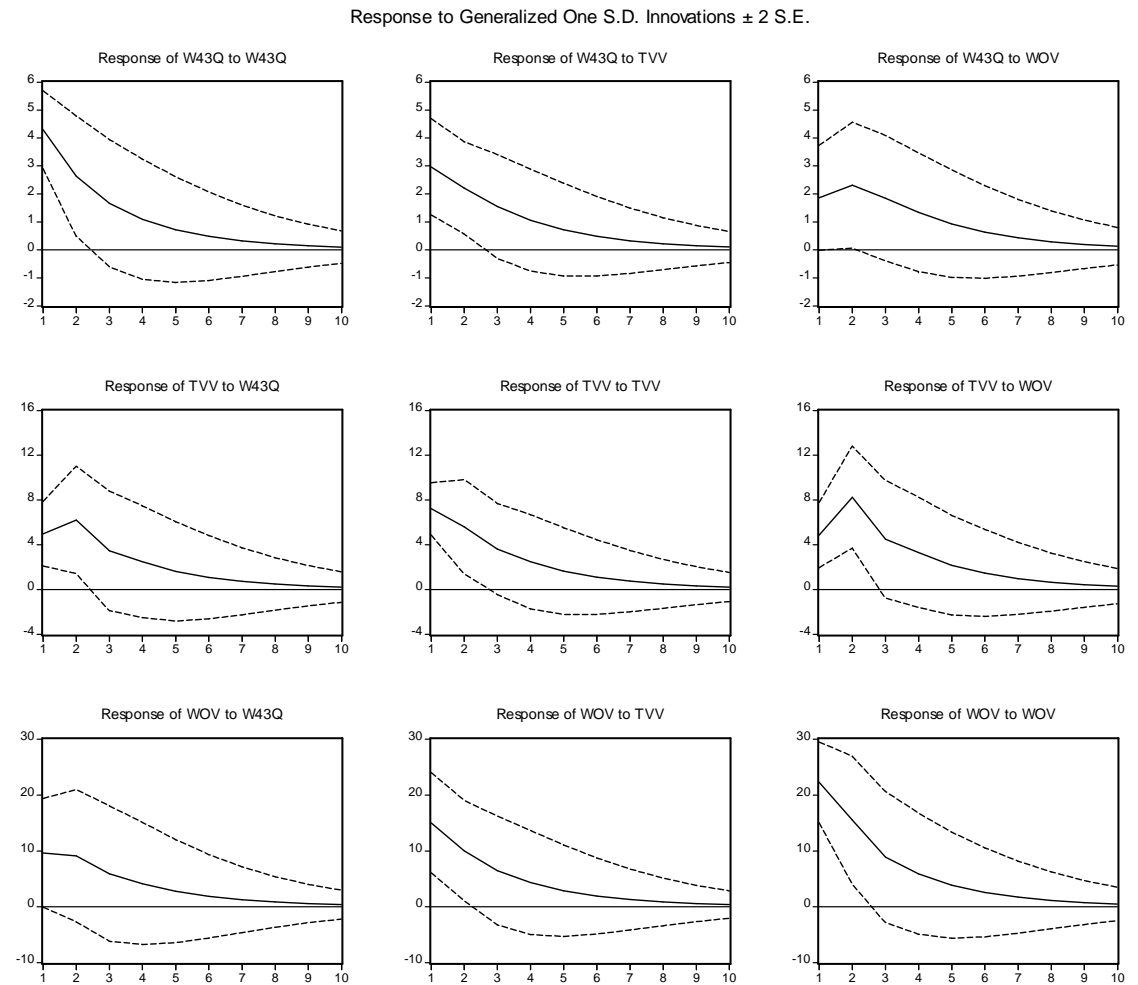
VAR-Estimates

Sample: 1995:2 1999:4

Obs: 19

	W43Q	TVV	WOV
W43Q(-1)	0.5169	1.1709	1.2206
	0.142	0.054	0.491
TVV(-1)	-0.0596	-0.5030	-0.6445
	0.773	0.160	0.548
WOV(-1)	0.0737	0.3834	0.7362
	0.319	0.006	0.065
C	10.2979	-20.5009	-5.0707
	0.149	0.091	0.887
R2	0.4992086	0.7272742	0.4799045
adj. R2	0.3990503	0.6727291	0.3758853
mean dep.	26.001439	19.126316	50.500518
s.d. dep.	5.5408752	12.617736	28.165999
s.e. eq.	4.2953387	7.2183037	22.251400

Tabelle 6.73: VAR-Schätzungen für W43Q, TVV und WOV



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.86: Impulse-Response-Funktionen für W43Q, TVV und WOV

6.2.10 Gerhard Schröder

Die Grafiken 6.87 und 6.89 zeigen die Wichtigkeit des Politikers und das Volumen der Medienberichterstattung monatsweise, die Grafiken 6.88 und 6.90 entsprechend quartalsweise.

Für eine Beschreibung der wichtigsten Ereignisse in der Karriere des Politikern im Untersuchungszeitraum siehe auch Abschnitt 6.1.13.

Einen deutlichen Ausschlag bringt die Niedersachsen-Wahl und die anschließende Nominierung zum Kanzlerkandidaten in 1998:2. Deutlich sichtbar sind auch die die Bundestagswahl 1998:9 und die volatile Berichterstattung des turbulenten Jahres 1999.

6.2.10.1 Korrelation

Tabellen 6.74(b) und 6.75(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen W49Q und TVV bzw. WOV.

Zwischen W67Q und TVV sind keine Vor- oder Nachlaufseigenschaften erkennbar. Insgesamt korrelieren die Reihen sehr hoch. Die Korrelation zwischen W49Q und TVV beträgt 0,85.

Die Korrelation zwischen W49Q und verschiedenen Leads und Lags von WOV ist grundsätzlich ebenfalls recht hoch. In diesem Fall ist ein Vorlauf von WOV von einem Quartal erkennbar. Die Korrelation

stats for	TVV
=====	
Mean:	108.52090
S.D.:	85.496368
Min:	5.4888889
Max:	275.94815
Obs:	28

(a) Statistiken

cor[W49q,TVV(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.683	0.000
-2	0.771	0.000
-1	0.835	0.000
0	0.848	0.000
1	0.826	0.000
2	0.825	0.000
3	0.758	0.000

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W49q	5.537	0.027	0.019
TVV	1.077	0.310	0.299
2 W49q	5.477	0.088	0.065
TVV	2.008	0.383	0.366
3 W49q	8.371	0.070	0.039
TVV	3.903	0.305	0.272

(c) Grangerkausalität

stats for	WOV
=====	
Mean:	186.07315
S.D.:	125.86025
Min:	7.2264416
Max:	399.32876
Obs:	28

(a) Statistiken

cor[W49q,WOV(i)]		
i	r	p-Val
-3	0.743	0.000
-2	0.774	0.000
-1	0.844	0.000
0	0.827	0.000
1	0.777	0.000
2	0.768	0.000
3	0.702	0.000

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 W49q	9.148	0.006	0.002
WOV	2.978	0.097	0.084
2 W49q	2.394	0.322	0.302
WOV	4.045	0.157	0.132
3 W49q	1.294	0.733	0.731
WOV	2.717	0.458	0.437

(c) Grangerkausalität

Tabelle 6.74: Statistiken W49q/TVV

Tabelle 6.75: Statistiken W49q/WOV

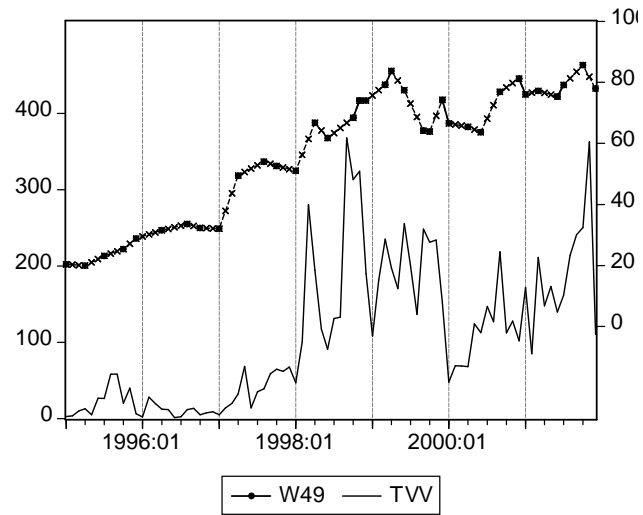


Abbildung 6.87: W49 gegen TVV

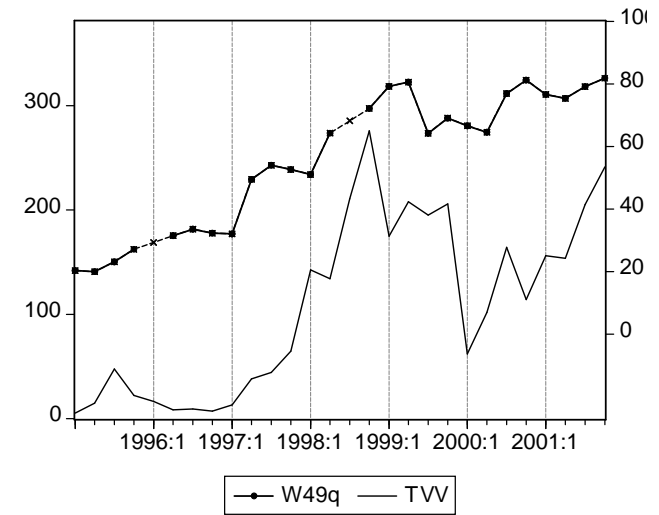


Abbildung 6.88: W49q gegen TVV

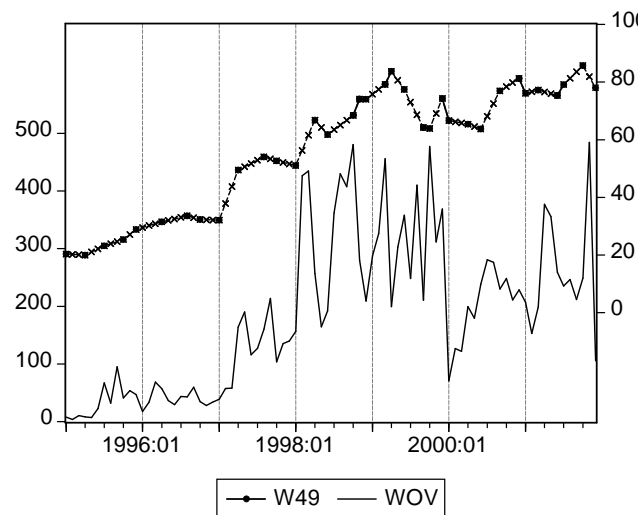


Abbildung 6.89: W49 gegen WOV

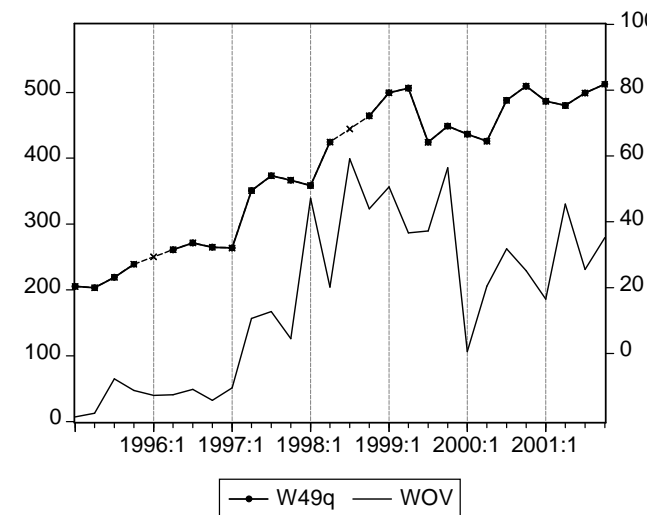


Abbildung 6.90: W49q gegen WOV

zwischen W43Q und WOV(-1) beträgt 0,84.

Insgesamt sprechen die Resultate dafür, dass Medien und Meinung sich in ähnlichen Bahnen bewegen. Die Wochenmedien laufen dabei leicht vor.

6.2.10.2 Grangerkausalität

Tabellen 6.74(c) und 6.75(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen W49Q und TVV bzw. WOV.

Bei allen drei Lagspezifikationen ist W49Q deutlich grangerkausal zu TVV. Umgekehrt erreicht kein Test Signifikanz. Das Bild zwischen W49Q und WOV ist unklar. Bei einer Spezifikation mit einem Lag sind beide Reihen grangerkausal zueinander, wenn auch diese Eigenschaft für W49Q besser abgesichert ist. Bei den übrigen beiden Spezifikationen lassen sich keine Wechselwirkungen mehr feststellen.

Insgesamt sprechen die Grangerkausalitätstests dafür, dass die Fernsehberichterstattung deutlich der Meinung folgt. Der Verhältnis zwischen Wochenmedien und Bevölkerungsmeinung ist ungeklärt.

6.2.10.3 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Verschiedene Tests ergaben eine optimale Lag-Länge von 1. Tabelle 6.76 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.

In allen 3 Gleichungen sind die Koeffizienten vor W49Q(-1) signifikant. Die Meinung der Vorperiode beeinflusst also alle drei endogenen Variablen in der aktuellen Periode. Die Medienreihen sind jeweils insignifikant in der ersten Gleichung. Zwischen den Medien selbst scheint nur WOV auf TVV zu reagieren. Alle anderen Beziehungen sind jeweils insignifikant.

Die erklärte Varianz ist insbesondere für die erste Gleichung überdurchschnittlich hoch. Möglicherweise sind die Variablen, insbesondere W49Q, nichtstationär. Eine Wurzel des VARs liegt mit 0,94 recht nahe an 1. Kointegrationsbeziehungen können statistisch aber nicht nachgewiesen werden, obwohl dies optisch durchaus nahegelegt wird. Tests auf serielle Korrelation und multivariate Normalverteilung der Residuen verlaufen zufriedenstellend.

Abbildung 6.91 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des VARs. Aufgrund der hohen kontemporären Korrelation der Residuen – erkennbar an der Response in $t = 1$ – reagiert W49Q positiv auf Schocks in TVV und WOV, wenn auch nur bei Schocks in WOV das Konfidenzintervall bis $t = 6$ deutlich über 0 liegt. TVV und WOV reagieren deutlich auf Schocks in W49Q. Darüber hinaus reagiert TVV auf Schocks in WOV, obwohl der entsprechende Koeffizient in der zweiten Gleichung wie erwähnt insignifikant ist. Die Reaktion von WOV auf Schocks in TVV ist positiv, aber wenig deutlich.

Insgesamt legen die Resultate nahe, dass die Medien hier eher der Meinung folgen. Die Dynamik zwischen den Medien untereinander und der Einfluss der Medien auf die Meinung ist wenig deutlich. Insgesamt wird sichtbar, dass die niedrige Frequenz von einem Quartal und die Außerachtlassung von Trends zu undeutlichen Ergebnissen führt. Kausale Interpretationen der statistischen Eigenschaften sind somit kaum möglich.

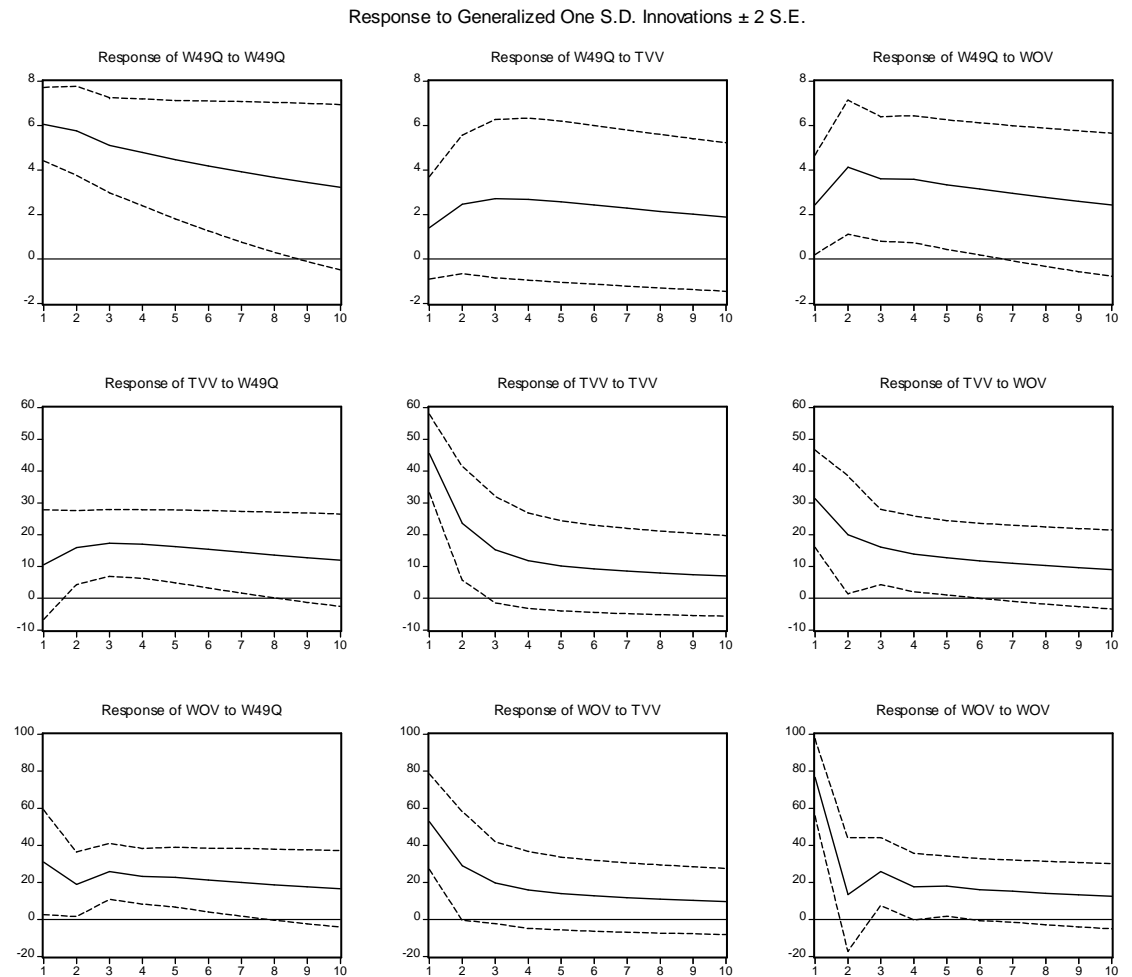
VAR-Estimates

Sample: 1995:2 2001:4

Obs: 27

	W49Q	TVV	WOV
W49Q(-1)	0.8040	1.7270	3.0147
	0.000	0.041	0.035
TVV(-1)	-0.0068	0.4299	0.8555
	0.854	0.134	0.080
WOV(-1)	0.0311	0.0295	-0.2709
	0.195	0.868	0.367
C	8.0136	-31.8932	-11.1133
	0.045	0.274	0.819
R2	0.9253362	0.7439085	0.6571399
adj. R2	0.9155974	0.7105053	0.6124191
mean dep.	56.885392	112.33690	192.69710
s.d. dep.	20.873166	84.660229	123.18386
s.e. eq.	6.0640989	45.551192	76.689343

Tabelle 6.76: VAR-Schätzungen für W49Q, TVV und WOV



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 6.91: Impulse-Response-Funktionen für W49Q, TVV und WOV

6.2.11 Zusammenfassung

Die Analyse der Wichtigkeit von Politikern in Umfragen und des Ausmaßes der Berichterstattung über sie leidet unter zwei Problemen. Zum einen ist die unangemessene Frequenz der Daten zu nennen, zum anderen die Folgen der Frequenzkonvertierung. Dementsprechend können der Großteil der vorhandenen Dynamik und Indizien für die kausalen Zusammenhänge nicht aufgespürt werden. Erschwerend kommt hinzu, dass bereits theoretisch das Vorzeichen der Wirkungsrichtung in Widerspruch zu den klassischen Annahmen der Medienwirkung steht. So sind Situationen ja keine Seltenheit, in denen vermehrte Berichterstattung im Zuge eines Skandals den Rücktritt von Ämtern und damit zwangsläufig Wichtigkeitsverlust einleiten. Weder die Dimensionen Ausmaß der Berichterstattung noch Wertung der Berichterstattung lassen sich in allen Situationen linear auf die Dimension Wichtigkeit des Politikers in Umfragen abbilden. Dies hat zur Folge, dass offensichtlich unsinnige statistische Ergebnisse in besonderen Fällen durchaus befriedigenden Ergebnissen in anderen Fällen gegenüberstehen.

Insgesamt sind die Befunde schwach. Es ist nicht zu sehen, wie ohne eine erhebliche Steigerung der Datenqualität bessere Ergebnisse erzielt werden können.

Kapitel 7

Medien und Parteien

In diesem Kapitel werden die Umfrageergebnisse von Parteien mit der Berichterstattung in TV-Nachrichten und Wochenzeitungen über sie in Beziehung gesetzt. Analysiert werden die Parteien SPD, CDU, CSU, FDP, Bündnis 90/Die Grünen und PDS.

7.1 Daten

Als Datengrundlage für dieses Kapitel dienten zwei Quellen. Zum einen wurden Zeitreihen aus den Daten der Forschungsgruppe Wahlen zur Einstellung gegenüber ausgewählten Parteien in Umfragen, zum anderen aus der quantitativen Medieninhaltsanalyse des Instituts Medien Tenor gewonnen.

7.1.1 Wählerbefragung

Zeitreihen zur Einstellung gegenüber Parteien wurden aus den Datenbanken des Sozialarchivs für empirische Sozialforschung mit den ZA-Nummern S3554, S3425, S3261, S3160, S3045, S2894 und S2765 gewonnen. Der Untersuchungszeitraum umfasst die 84 Monate von 1995:1 bis 2001:12. Die typische Fragestellung lautet:

Und nun noch etwas genauer zu den Parteien. Stellen Sie sich einmal ein Thermometer vor, das aber lediglich von plus 5 bis minus 5 geht, mit einem Nullpunkt dazwischen. Sagen Sie es bitte mit diesem Thermometer, was Sie von den einzelnen Parteien halten. +5 bedeutet, daß Sie sehr viel von der Partei halten. -5 bedeutet, daß Sie überhaupt nichts von der Partei halten. Mit den Werten dazwischen können Sie Ihre Meinung abgestuft sagen.

Da aus dieser Fragestellung nicht hervorgeht, welche Dimension der Einstellung genau abgefragt werden soll – Kompetenz, Wichtigkeit, Sympathie usw. –, wird an entsprechenden Stellen in Anlehnung an die Fragestellung dann einfach auf das Parteien-Thermometer abgehoben. Stellt man sich dieses Thermometer als gewichtete Summe der einzelnen Dimensionen der Einstellungen vor, liegt hier also eine Art Index über die wahrgenommene Performance der Partei vor.

Die Reihen werden im Folgenden mit P1, P2 usw. (Parteien-Thermometer) bezeichnet. Tabelle 7.1 zeigt die Zuordnung der P-Reihen zu den Parteien.

Reihe	Partei
P1	SPD
P2	CDU
P3	CSU
P4	FDP
P5	Bündnis 90/Die Grünen
P6	PDS

Tabelle 7.1: Zuordnung der P-Reihen zu den Parteien

7.1.2 Medienbeurteilung

Aus der Parteien-Codierung des Medien Tenor waren im gewählten Zeitraum die Daten der Berichterstattung in Wochenmedien (WO) und Fernsehnachrichten (TV) verfügbar. Das Medienset TV bilden die TV-Nachrichtensendungen ARD Tagesthemen, ZDF heute Journal, RTL Aktuell und SAT1 18:30, das Medienset WO die Medien Focus, Spiegel, Zeit und Rheinischer Merkur.

Entsprechend dem Index-Charakter des Politiker-Thermometers wurde keine thematische Filterung vorgenommen, da auch in den Medienreihen eine Gesamtperformance nachgebildet werden sollte. Kalkuliert wurde gewichtete absolute saldierte Werte, also der Saldo positiver zu negativen Aussagen.

Die Subjektcodierung des Medien Tenor unterschied zwischen den Akteuren CDU, CSU sowie der Union als Gesamtes. Hier wurde das Verfahren gewählt, die Werte der Union auf die entsprechenden Werte der einzelnen Parteien CDU und CSU aufzuaddieren.

7.2 Analysemethoden

Zusätzlich zu den Überlegungen in Abschnitt 6.1.2 ergibt sich die Situation, dass die Dynamik der Parteienbeliebtheit in einem komplexeren System gegenseitiger Interdependenz analysiert werden kann. Es ist zum einen plausibel, zum anderen aber auch technisch handhabbar, etwa die Entwicklung der beiden großen Volksparteien als voneinander abhängig zu modellieren. Entsprechenden Ansätzen wird in späteren Teilen dieses Kapitels nachgegangen. Zunächst aber werden wieder relativ einfache Verfahren angewendet. Damit bleibt die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit denen aus den vorausgegangenen Kapiteln gewährleistet. Die Zeitreihen insgesamt verhalten sich vergleichsweise stabiler, sind weniger erratisch und decken größere, vergleichbarere Zeiträume ab. Dies erlaubt, auch die komplizierteren Verfahren aus Kapitel 3.2 – wie etwa Kointegrationsanalyse oder Modellsimulationen – anzuwenden.

7.3 SPD

7.3.1 Beschreibung

Die Abbildungen 7.1 und 7.2 zeigen das Skalometer und die Medienberichterstattung über die SPD im Zeitverlauf. Unter Scharping als Partei- und Fraktionsvorsitzender sinkt das Skalometer von anfänglichen 7,5 Punkten auf ca. 6,0. Dies markiert einen Tiefpunkt der Partei, der erst wieder 1999 erreicht wird. Die Medienberichterstattung sinkt parallel auf Werte um -80 mit ab. Der Mannheimer Parteitag in 1995:11 leitet die Wende ein, Medienberichterstattung und Umfragewerte werden wieder positiver. In 1996:3 muss die SPD Verluste bei den Landtagswahlen in Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein hinnehmen. Die Jahre 1996 und 1997 sind von einer leicht steigenden Grundtendenz in den Umfragewerten geprägt. In 1998:3 gewinnt die SPD die Niedersachsen-Wahl, daraufhin wird Schröder auf dem Sonderparteitag in Leipzig zum Kanzlerkandidaten nominiert. Dies geht einher mit einem positiven Schub in den TV-Nachrichten und einem Sprung in den Umfragewerten. Zur Bundestagswahl und kurz danach erreicht die SPD ihr Allzeithoch im Untersuchungszeitraum bei den Umfragewerten. In den Medien wird dieser Erfolg nicht nachvollzogen. Die Wochenmedien sind schon deutlich negativ bei Werten

stats for		tv1
		=====
Mean:	-13.616767	
S.D.:	20.339697	
Min:	-126.96720	
Max:	28.784100	
Obs:	84	

(a) Statistiken

cor[P1, tv1(i)]					
			=====		
i	r	p-Val	i	r	p-Val
-3	0.272	0.014	-3	0.278	0.012
-2	0.371	0.001	-2	0.309	0.005
-1	0.539	0.000	-1	0.458	0.000
0	0.498	0.000	0	0.459	0.000
1	0.289	0.008	1	0.273	0.012
2	0.080	0.475	2	0.102	0.360
3	0.069	0.538	3	-0.002	0.987

(b) Kreuzkorrelationen

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test					
(Joint significance Wald-Test)					
=====					
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)	Wald	p(F)
1 P1	0.752	0.389	0.386	0.003	0.953
tv1	7.306	0.008	0.007	3.212	0.077
2 P1	4.131	0.134	0.127	0.595	0.744
tv1	11.754	0.004	0.003	9.204	0.013
3 P1	4.091	0.261	0.252	0.899	0.826
tv1	11.911	0.011	0.008	9.667	0.027

(c) Grangerkausalität

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.2: Statistiken P1/TV1

Tabelle 7.3: Statistiken P1/WO1

um -80 , die TV-Nachrichten sind zurückhaltender, aber keineswegs positiv gestimmt. Zur Jahreswende 1998/99 brechen die Umfragewerte der SPD ein. Der Streit um Lafontaine und sein anschließender Rücktritt bringen noch einmal tiefe Werte in den Umfragen und Medien. Der Negativtrend ist damit aber keinesfalls gestoppt. Der Tiefpunkt ist erst in 1999:10 erreicht, als die SPD nach koalitionsinternen und Personalstreitigkeiten die Landtagswahlen in Thüringen und NRW verliert, während gleichzeitig Lafontaines Abrechnung mit der SPD-Führung veröffentlicht wird. Danach hellt sich das Bild wieder deutlich auf. In 2000 pendeln die Umfragen wieder zwischen 7 und 7,5 Punkten. Die Landtagswahlen in Baden-Württemberg und Rheinland-Pfalz in 2001:3 verlaufen dann auch wieder erfolgreich. Zu diesem Zeitpunkt berichten auch die Wochenmedien zum ersten und einzigen Mal im Saldo positiv über die SPD.

7.3.2 Korrelation

Tabellen 7.2(b) und 7.3(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen P1 und TV1 bzw. WO1. Die Struktur deutet auf einen Vorlauf von TV1 in Hinsicht auf P1 hin. Die höchste Korrelation findet sich mit 0,54 zwischen P1 und TV1(-1). Darüber hinaus sind die Korrelationen für Lags von TV1 höher als für Leads.

Zwischen P1 und WO1 bzw. P1 und WO1(-1) findet sich jeweils eine Korrelation von 0,46. Insgesamt sind die Werte zwischen P1 und Lags von WO1 wieder höher als für Leads von WO1, so dass wieder ein Vorlauf von WO1 vor P1 beobachtet wird.

Die Struktur der Kreuzkorrelationen deuten insgesamt auf einen kausalen Einfluss der Medienreihen auf die Umfragewerte hin.

7.3.3 Grangerkausalität

Tabellen 7.2(c) und 7.3(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests. Die Tests zwischen P1 und TV1 sprechen bis auf eine Ausnahme jeweils auf 1%-Niveau signifikant für einen kausalen Einfluss von TV1 auf P1. Die Tests zwischen P1 und WO1 sprechen ebenfalls für einen Einfluss der Medienreihe, allerdings ist das Signifikanzniveau hier etwas schlechter.

Insgesamt wird die These einer starken Medienwirkung durch die Grangerkausalitätstests voll gestützt.

7.3.4 VAR-Schätzung

Für die weitere Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Tests ergaben eine optimale Laglänge von 2 Lags. Tabelle 7.4 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.

In der ersten Gleichung ist neben den Lags von P1 auch Lag 1 von TV1 signifikant. Die Lags von WO1 sind jeweils insignifikant. Mit einem \bar{R}^2 von 0,61 wird die Varianz von P1 mittelmäßig erklärt. In der zweiten Gleichung sind die ersten Lags von P1 und WO1 ebenfalls signifikant. Dagegen ist die Vergangenheit von TV1 nicht signifikant für TV1. Ein \bar{R}^2 von 0,24 bedeutet eine schlechte Erklärung der Varianz von TV1. Dasselbe gilt für WO1 in der dritten Gleichung mit $\bar{R}^2 = 0,33$, was nur geringfügig besser ist als in der zweiten Gleichung. Die ersten Lags von TV1 und WO1 sind jeweils signifikant.

Zwar deuten die Tests auf Abwesenheit von serieller Korrelation hin, die Nullhypothese normalverteilter Residuen muss aber verworfen werden. Demnach sind die angegebenen p-Werte und Aussagen über Signifikanz streng genommen ungültig und dienen nur Vergleichszwecken. Dieser Defekt kann durch die Einbeziehung von Dummies (insbesondere für das Krisenjahr 1999) behoben werden, auf diese Behandlung wurde aber verzichtet, damit die Dynamik zwischen den endogenen Variablen gerade in Krisensituationen besser zur Geltung kommt.

Abbildung 7.3 zeigt die Impulse-Response-Funktionen für das geschätzte Modell. Deutlich ist die hohe kontemporäre Korrelation der Residuen (in $t = 1$) zu erkennen. Schocks in den Variablen haben jeweils deutliche Reaktionen bei den beiden jeweiligen anderen endogenen Variablen zur Folge. Am ausgeprägtesten sind aber die Reaktionen von P1 auf Schocks in TV1 und WO1. Hier finden sich in $t = 2$ noch einmal deutliche Anstiege gegenüber $t = 1$. In den anderen Fällen fällt die Reaktion in $t = 2$ schwächer aus als in $t = 1$. Dies deutet darauf hin, dass in den Fällen die Dynamik zum großen Teil in derselben Periode stattfindet und damit nicht kausal zergliedert werden kann.

Insgesamt sprechen sowohl die Koeffizienten als auch die Impulse-Response-Funktionen für starke Interdependenzen im System. Vergangene Medienberichterstattung wirkt dabei besonders deutlich auf die aktuelle Meinungen zurück.

7.3.5 Modell-Simulation

Aus geschätzten Koeffizienten wurde im weiteren Verlauf der Analyse ein Modell gebildet. Sodann wurde in einer dynamischen Simulation die Prognosekraft des Systems überprüft. Die P1-Werte wurden aufgrund der tatsächlichen Medienreihen TV1 und WO1 simuliert, die Variablen TV1 und WO1 mithin als exogen behandelt. Es ergibt sich folgendes Modell mit einer endogenen Variablen:

$$p1 = c(1) * p1(-1) + c(2) * p1(-2) + c(3) * tv1(-1) + c(4) * tv1(-2) + c(5) * wo1(-1) + c(6) * wo1(-2) + c(7)$$

$$\begin{aligned} c(1) &= 0.4751259 \\ c(2) &= 0.2881423 \\ c(3) &= 0.0050039 \\ c(4) &= -0.0017962 \\ c(5) &= 0.0027093 \\ c(6) &= -0.0031121 \\ c(7) &= 1.7347385 \end{aligned}$$

$$\text{Estimated S.E.} = 0.2918502$$

Das Ergebnis der Simulation ist in Abbildung 7.4 dargestellt. Der tatsächliche Einbruch in 1995 ist weitaus dramatischer als der simulierte Verlauf. Bis Anfang 1998 werden die tatsächlichen Werte gut getroffen. Der Anstieg im Wahljahr und der Einbruch im ersten Regierungsjahr werden kaum nachvollzogen. Erst in der Mitte 1999 ist auch in der simulierten Reihe ein Einbruch zu erkennen. Ab 2000 stimmen simulierte und aktuelle Werte dann wieder gut überein.

Insgesamt ist die Performance des Modells gut. Allein in den Ausnahmejahren 1998 und 1999 versagt das Modell. Hier scheinen exogene Faktoren eine wichtige Rolle gespielt zu haben.

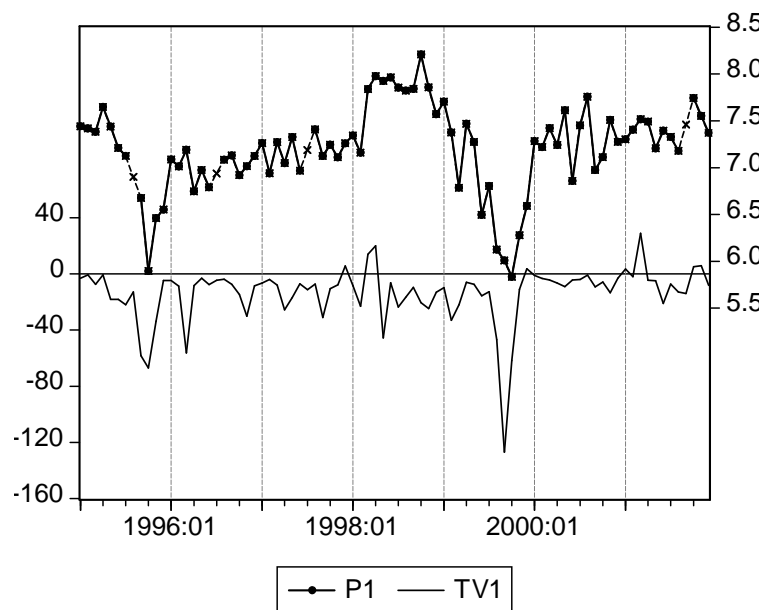


Abbildung 7.1: P1 gegen TV1

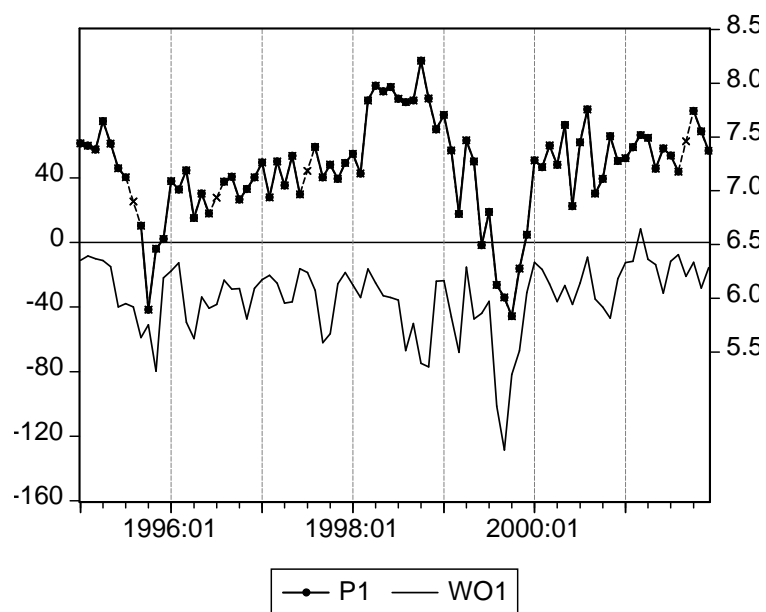
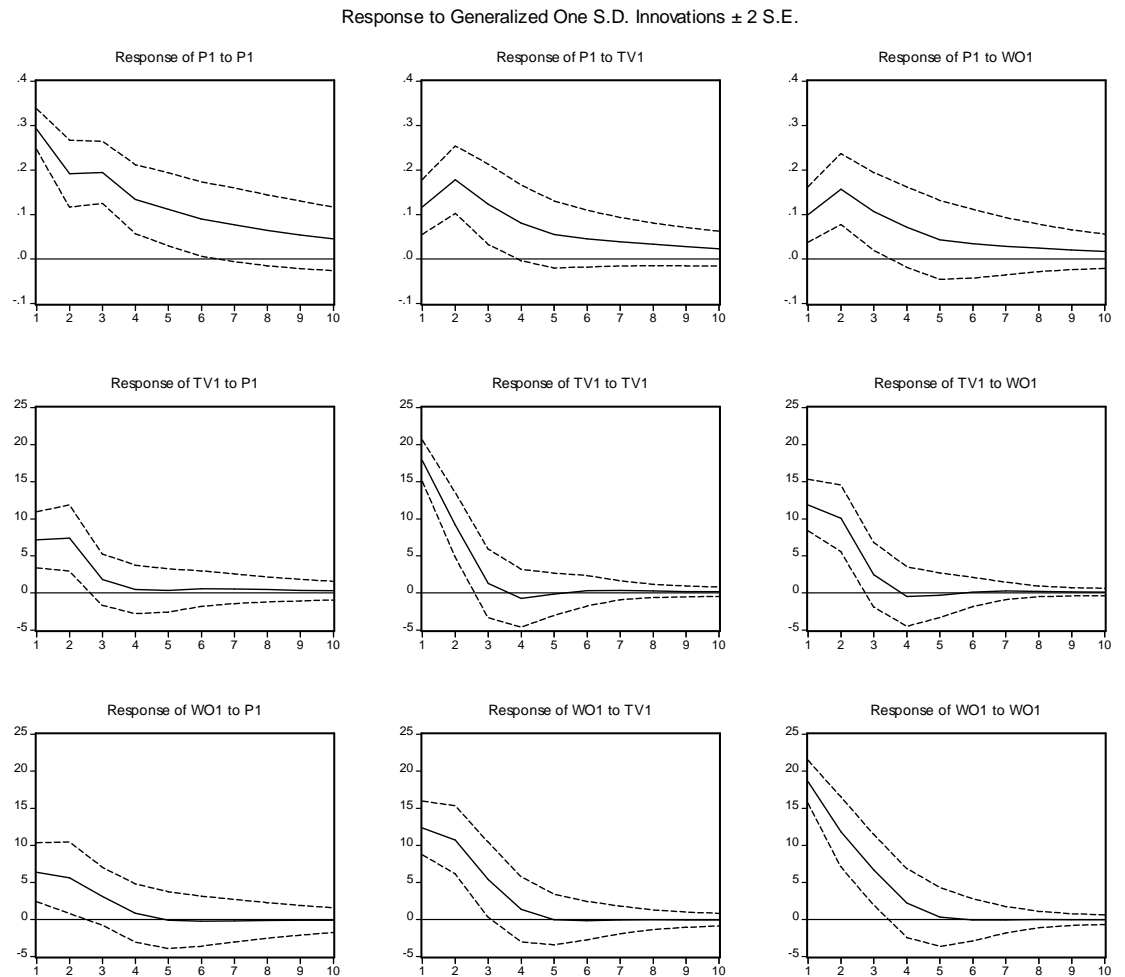


Abbildung 7.2: P1 gegen WO1

VAR-Estimates
Sample: 1995:03 2001:1
Obs: 82

	P1	TV1	WO1
P1(-1)	0.4751 0.000	13.1724 0.074	2.7662 0.716
P1(-2)	0.2881 0.011	-5.2659 0.439	-3.9795 0.574
TV1(-1)	0.0050 0.045	0.1834 0.225	0.2728 0.085
TV1(-2)	-0.0018 0.480	-0.2527 0.107	-0.1039 0.521
WO1(-1)	0.0027 0.266	0.3533 0.019	0.4476 0.005
WO1(-2)	-0.0031 0.179	-0.1147 0.416	-0.0074 0.960
C	1.7347 0.015	-63.5530 0.138	-8.3426 0.851
R2	0.6396506	0.2987760	0.3776671
adj. R2	0.6108226	0.2426781	0.3278805
mean dep.	7.1976545	-13.899439	-34.567134
s.d. dep.	0.4678280	20.505715	22.657131
s.e. eq.	0.2918502	17.844944	18.574972

Tabelle 7.4: VAR-Schätzungen für P1, TV1 und WO1



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.3: Impulse-Response-Funktionen für P1, TV1 und WO1

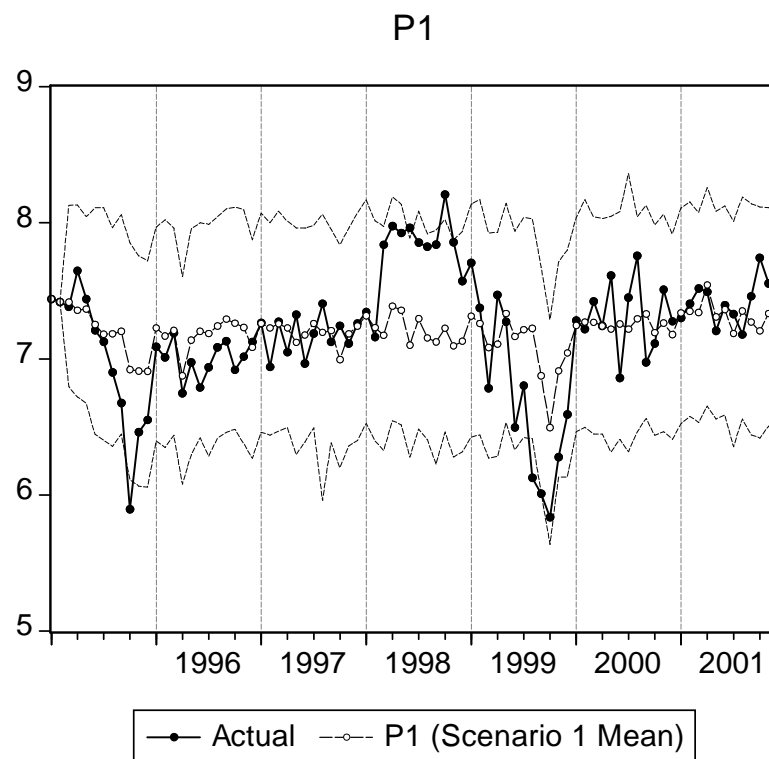


Abbildung 7.4: Simulation von P1

7.4 CDU

7.4.1 Beschreibung

Der erste Teil des Untersuchungszeitraums – von 1995:1 bis 1999:10 – ist gekennzeichnet von einer breiten v-förmigen Bewegung der drei Reihen. In 1995:9 erreicht die CDU in den Umfragen ein vorläufiges Maximum von 7,15 Punkten. Die Regierungsarbeit wird allgemein als gut bewertet. Die Monate 1995:5 bis 1995:7 waren von einer positiven Grundstimmung in den TV-Nachrichten gekennzeichnet, in 1995:9 berichten auch die Wochenmedien im Saldo positiv. Dies koinzidiert mit dem Führungsdebakel der SPD und dem Mannheimer Parteitag. Die Opposition ist in diesem Zeitraum offensichtlich unfähig, die Regierungsarbeit wahrnehmbar zu kritisieren. Der Monat 1995:9 stellt aber gleichzeitig den Wendepunkt dar. Bis 1997:6 sinken die Umfragewerte auf 5,39 ab. Der Zeitraum davor war geprägt von der sich ausweitenden Haushaltskrise und der Schwierigkeiten der CDU/CSU/FDP-Koalition, Gegenmaßnahmen für das wachsende Haushaltsdefizit einzuleiten. Gleichzeitig scheiterte die Steuerreform Waigels, die Sparmaßnahmen stießen zudem unter sozialpolitischen Gesichtspunkten auf Kritik. Begleitet wurden diese sachpolitischen Schwierigkeiten von zunehmenden Personaldiskussionen und dem Hinterfragen der starken Machtposition

<div>stats for tv2 =====</div> <div>Mean: -16.930070 S.D.: 37.348597 Min: -281.44660 Max: 61.767900 Obs: 84</div>	<div>stats for wo2 =====</div> <div>Mean: -34.342679 S.D.: 42.565199 Min: -294.92400 Max: 31.500000 Obs: 84</div>
(a) Statistiken	(a) Statistiken
<div>cor[P2,tv2(i)] =====</div> <div> i r p-Val</div> <div>-3 0.293 0.008 -2 0.468 0.000 -1 0.647 0.000 0 0.529 0.000 1 0.272 0.013 2 0.027 0.813 3 -0.024 0.834</div>	<div>cor[P2,wo2(i)] =====</div> <div> i r p-Val</div> <div>-3 0.255 0.021 -2 0.413 0.000 -1 0.618 0.000 0 0.617 0.000 1 0.417 0.000 2 0.176 0.113 3 0.077 0.496</div>
(b) Kreuzkorrelationen	(b) Kreuzkorrelationen
<div>Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test) =====</div> <div>lag-order Wald p(F) p(X2) 1 P2 0.046 0.831 0.831 tv2 19.180 0.000 0.000 2 P2 3.971 0.144 0.137 tv2 31.240 0.000 0.000 3 P2 4.235 0.246 0.237 tv2 30.387 0.000 0.000</div>	<div>Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test) =====</div> <div>lag-order Wald p(F) p(X2) 1 P2 0.390 0.534 0.532 wo2 5.647 0.020 0.017 2 P2 4.983 0.089 0.083 wo2 15.937 0.001 0.000 3 P2 6.457 0.101 0.091 wo2 13.986 0.005 0.003</div>
(c) Grangerkausalität	(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.5: Statistiken P2/TV2

Tabelle 7.6: Statistiken P2/WO2

Kohls in der Partei.

Während der Monat 1997:6 den unteren Wendepunkt in der Entwicklung der Umfrageergebnisse einleitet – diese steigen im weiteren Verlauf bis 1999:11 fast stetig an –, verharret die Medienberichterstattung weiter bei ihrem negativen Grundton. Im 1998:4 kommt es wegen der Personaldiskussionen um den möglichen Kohl-Nachfolger Waigel zu Streit zwischen CDU, CSU und FDP. Die Medienberichterstattung bricht erneut ein. Bei der Landtagswahl in Sachsen-Anhalt muss die CDU katastrophale Verluste von 12% einstecken. In den Umfragewerten findet dies allerdings keinen Niederschlag.

Die verlorene Bundestagswahl in 1998:9 unterbricht die mittelfristige Aufwärtstendenz bei den Umfragewerten nicht. In den Medien leitet sie einen Umschwung hin zu positiver Berichterstattung ein. Ab 1999 berichten die Medien in weiten Teilen positiv oder nur leicht negativ. Der Führungswechsel und die Erneuerung der CDU wird weithin wohlwollend kommentiert. Die Aufdeckung des Spendenskandals Ende 1999 bedeutet für die Umfragen und die Berichterstattung den GAU: Die Umfragen sinken auf Werte unter 5, im Saldo sinkt die Bewertung in den Medien auf fast -300 ab. Zum Schluss erholen sich die Werte wieder langsam, sie können aber nicht wieder an das günstige Niveau nach der Bundestagswahl anknüpfen.

7.4.2 Korrelation

Tabellen 7.5(b) und 7.6(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen P2 und TV2 bzw. WO2. Für TV2 sind klare Vorlaufeigenschaften abzulesen. Die maximale Korrelation liegt zwischen P2 und TV2(-1) vor. Sie beträgt 0,65. Die Korrelationen für gelagte TV2 sind insgesamt höher als für Leads von TV2. Diese deutet überdies auf den zeitlichen Vorlauf hin und ist Indiz für einen kausalen Einfluss von TV2 auf P2.

Für WO2 können im Großen und Ganzen dieselben Aussagen getroffen werden. Zwar ist die Korrelation zwischen P2 und WO2 mit 0,62 annähernd gleich der zwischen P2 und WO2(-1). Allerdings sind auch hier die Korrelationen zwischen Lags von WO2 und P2 größer als die entsprechenden Korrelationen zwischen Leads von WO2 und P2. Deshalb kann auch hier von einem Vorlauf, mithin von kausalem Einfluss von WO2 auf P2 ausgegangen werden. Möglicherweise ist der kontemporäre und damit kausal nicht zu zergliedernde Zusammenhang zwischen P2 und WO2 aber ausgeprägter als bei P2 und TV2.

Insgesamt kann auch hier die Hypothese einer starken Medienwirkung aufrecht erhalten werden.

7.4.3 Grangerkausalität

Tabellen 7.5(c) und 7.6(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen P2 und TV2 bzw. P2 und WO2. Bei TV2 kann bei allen drei Spezifikationen die Hypothese eines kausalen Einflusses von TV2 auf P2 hochsignifikant nicht verworfen werden. Sowohl F- als auch χ^2 -Tests sind sämtlich signifikant auf 1%-Niveau. Umgekehrt kann ein Einfluss von P2 auf TV2 nicht angenommen werden. Zwischen P2 und WO2 liegen die Verhältnisse nicht ganz so klar. Auch hier ist der kausale Einfluss von WO2 auf P2 signifikant bis hochsignifikant. Bei einer Spezifikation mit einem Lag beträgt das Niveau 5%, bei den Spezifikationen mit 2 und 3 Lags ist das Niveau 1%. Bei einer Spezifikation mit

einem Lag wird eine Wirkung von P2 auf WO2 verworfen. Allerdings wird bei Spezifikationen mit einer längeren zeitlichen Dynamik die Hypothese einer Wirkung von P2 auf WO2 auf 10%-Niveau angenommen bzw. nur marginal verworfen.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse für einen stark signifikanten Einfluss der Medienberichterstattung auf die Umfrageergebnisse. Ebenfalls signifikant ist die Wirkung der Wochenmedienberichterstattung. Schwache Indizien sprechen ebenfalls für einen Einfluss der Umfragen auf die Wochenmedien in der mittleren Frist.

7.4.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Für den Spendenskandal der CDU wurde der Dummy D2SKAN definiert ($DSKAN = 1$ für 2000:1). Tests ergaben eine optimale Laglänge von 2 Lags. Tabelle 7.7 zeigt die Ergebnisse OLS-Schätzungen.

In der ersten Gleichung sind neben den beiden Lags von P2 auch der Lag 1 von TV2 sowie der Dummy D2SKAN auf 1%-Niveau signifikant. Die beiden Lags von WO2 sind deutlich insignifikant. Die Koeffizienten besitzen überdies das falsche Vorzeichen. Die Varianz von P2 ist mit $\bar{R}^2 = 0,78$ recht gut erklärt.

In der zweiten Gleichung ist Lag 2 von P2 auf 10%-Niveau signifikant. Der Einfluss von P2 schlägt also erst zeitverzögert auf TV2 durch. Die Lags von WO2 sind, wie in der ersten Gleichung auch, insignifikant. D2SKAN ist hochsignifikant. Das \bar{R}^2 von 0,77 bedeutet eine für Medienreihen gute Erklärung der Varianz, was allerdings zum größten Teil dem Dummy D2SKAN geschuldet ist.

In der dritten Gleichung ist wieder erst Lag 2 von P2 signifikant, in diesem Fall auf 5%-Niveau. Die beiden Lags von TV2 sind ebenfalls signifikant, Lag 2 besitzt ein negatives Vorzeichen. D2SKAN ist hochsignifikant. Hier ist die erklärte Varianz mit $\bar{R}^2 = 0,81$ noch höher als bei TV2. Wieder ist der Dummy D2SKAN dafür verantwortlich.

Es ergibt sich folgendes Muster: Ein oder beide Lags von TV2 sind in allen Gleichungen signifikant. Lag 1 von TV2 besitzt jeweils positives, Lag 2 negatives Vorzeichen. Nach zwei Perioden scheint also auf die TV-Berichterstattung eine Art Gegenkorrektur einzusetzen. Lags von WO2 sind für die beiden anderen endogenen Variablen stets insignifikant. Die Wochenmedien scheinen das System also kaum zu beeinflussen. Die Medien reagieren signifikant um zwei Perioden zeitverzögert auf P2. Der Dummy D2SKAN ist in allen Gleichungen hochsignifikant. Der Spendenskandal verschiebt die Umfragewerte um fast einen Punkt, die Medien um ungefähr 260 Punkte nach unten.

Tests auf serielle Korrelation der Residuen ergeben gemischte Resultate. Portmanteau-Tests ergeben schwach abgesichert Indizien für ein Vorliegen serieller Korrelation, die LM-Tests verwerfen diese Hypothese teilweise recht deutlich. Die Nullhypothese multivariat verteilter Residuen wird aufgrund einiger Ausreißer ebenfalls verworfen.

Abbildung 7.7 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Schocks in P2 besitzen eine lange Wirkungskdauer. Erst nach 10 Monaten schneidet das Konfidenzintervall die Nulllinie. Schocks in TV2

wirken in $t = 2$ deutlich auf P2. Auch WO2-Schocks machen sich in $t = 2$ bemerkbar, der Effekt verschwindet aber bereits in $t = 3$. Schocks in P2 üben in der mittleren Frist einen kleinen, aber deutlich erkennbaren Effekt auf die Medienvariablen aus. Das Konfidenzintervall befindet sich ab $t = 4$ oberhalb der Nulllinie. Die Medienreihen sind wechselseitig voneinander abhängig. Die Überkreuzeffekte sind ab $t = 3$ allerdings fast verschwunden.

Insgesamt sind auch hier deutliche Medienwirkungen zu erkennen. Der Einfluss der Fernsehberichterstattung ist dabei ausgeprägter und anhaltender. In der mittleren Frist gibt es einen Feedbackeffekt von der Meinung auf die Medienberichterstattung.

7.4.5 Modell-Simulation

Aus dem VAR aus Abschnitt 7.4.4 wurde ein Modell gebildet. Für die Simulation wurden wiederum die Variablen TV2 und WO2 als exogen behandelt. Das für die Simulation resultierende Modell mit einer endogenen Variable lautet:

$$\begin{aligned} p2 = & c(1) * p2(-1) + c(2) * p2(-2) + c(3) * tv2(-1) + c(4) * tv2(-2) + \\ & c(5) * wo2(-1) + c(6) * wo2(-2) + c(7) + c(8) * d2skan \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} c(1) &= 0.5179311 \\ c(2) &= 0.3270606 \\ c(3) &= 0.0059044 \\ c(4) &= -0.0018429 \\ c(5) &= -0.0006714 \\ c(6) &= -0.0017124 \\ c(7) &= 0.9987877 \\ c(8) &= -0.9616169 \end{aligned}$$

$$\text{Estimated S.E.} = 0.2485353$$

Die Ergebnisse der Simulation mit 1000 Wiederholungen ist in Abbildung 7.8 dargestellt. Der U-förmige Verlauf der Reihe P2 in den Jahren 1995 bis 1999 wird in der Simulation nur schwach getroffen. Insbesondere der Einbruch 1997 und der Höhepunkt 1999 werden nicht nachvollzogen. Dagegen wird der Einbruch ab Ende 1999 und die darauf folgende Erholung bis zum Ende des Untersuchungszeitraums sehr eng von der simulierten Reihe getroffen.

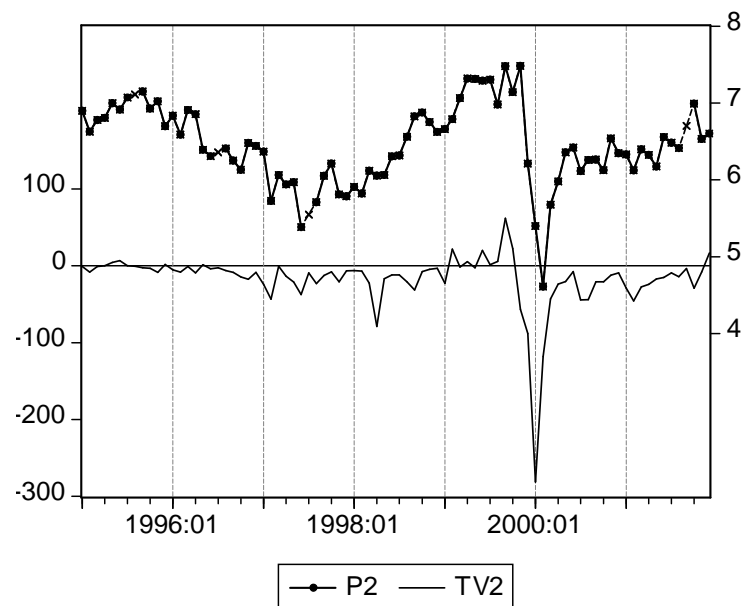


Abbildung 7.5: P2 gegen TV2

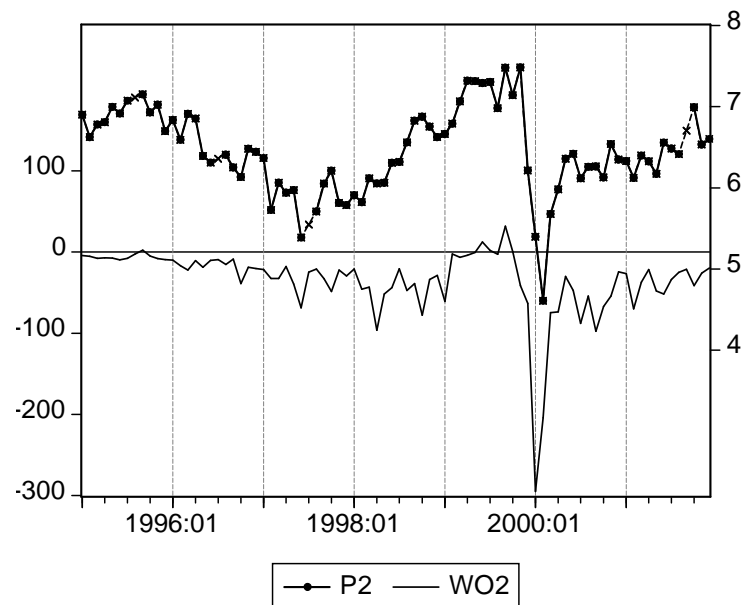
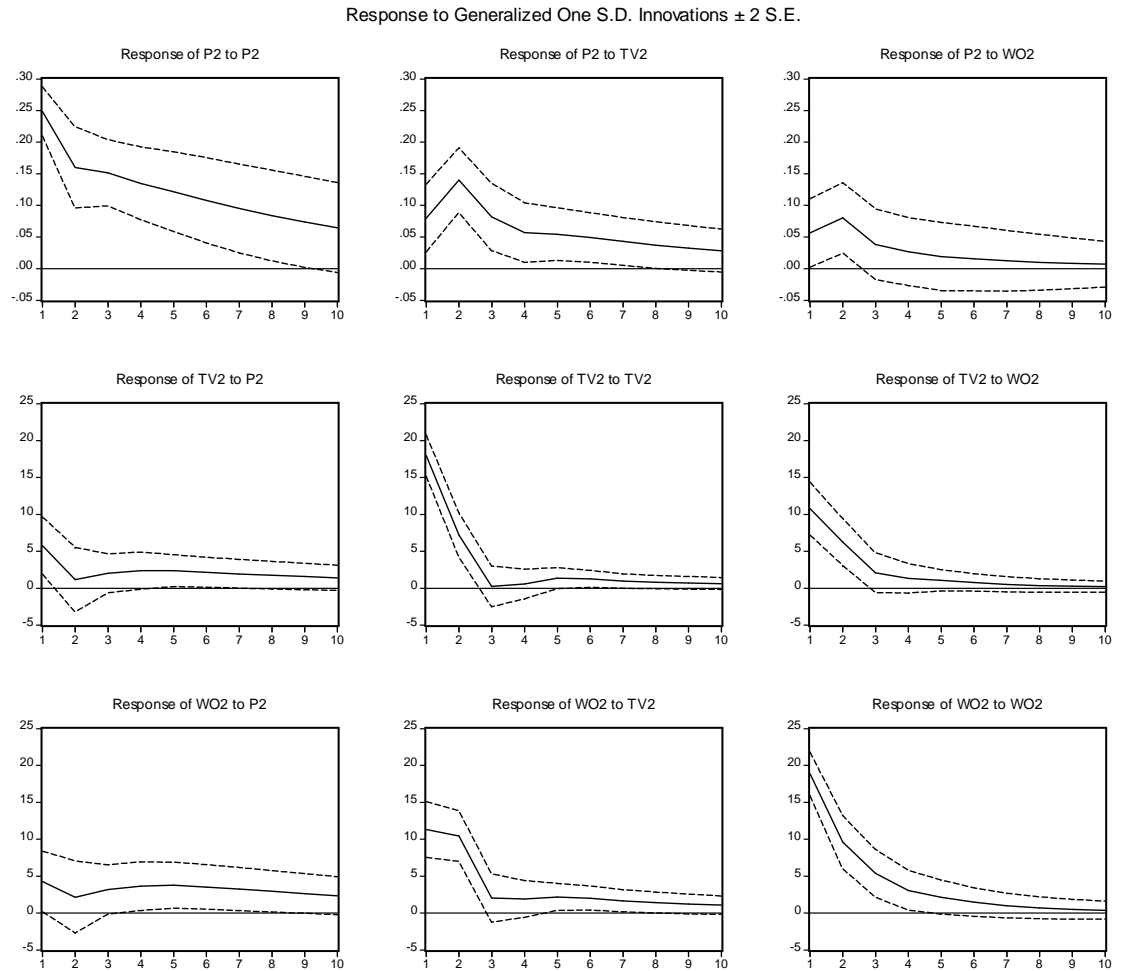


Abbildung 7.6: P2 gegen WO2

VAR-Estimates
Sample: 1995:03 2001:1
Obs: 82

	P2	TV2	WO2
P2(-1)	0.5179 0.000	-5.6896 0.503	-6.1568 0.490
P2(-2)	0.3271 0.005	14.0027 0.087	17.8361 0.039
TV2(-1)	0.0059 0.003	0.3237 0.020	0.4302 0.004
TV2(-2)	-0.0018 0.345	-0.2635 0.064	-0.3701 0.014
WO2(-1)	-0.0007 0.720	0.1639 0.228	0.2818 0.050
WO2(-2)	-0.0017 0.303	0.0532 0.657	0.1836 0.147
C	0.9988 0.055	-59.0543 0.116	-90.0849 0.024
D2SKAN	-0.9616 0.002	-265.5613 0.000	-257.5569 0.000
R2	0.7955579	0.7929609	0.8228724
adj. R2	0.7762188	0.7733761	0.8061170
mean dep.	6.4518787	-17.233860	-35.065634
s.d. dep.	0.5253833	37.750355	42.828765
s.e. eq.	0.2485353	17.971067	18.858423

Tabelle 7.7: VAR-Schätzungen für P2, TV2 und WO2



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.7: Impulse-Response-Funktionen für P2, TV2 und WO2

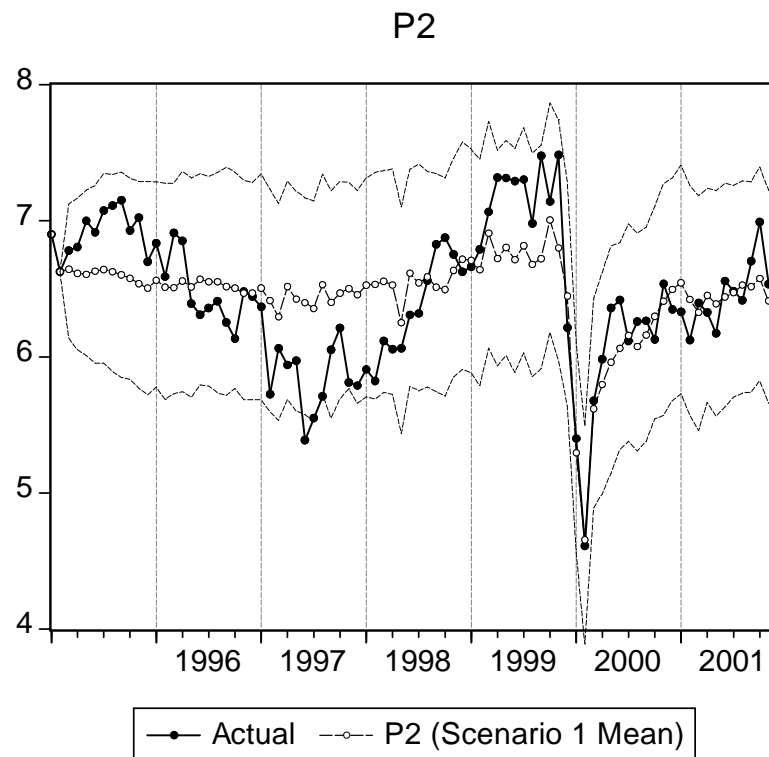


Abbildung 7.8: Simulation von P2

7.5 CSU

7.5.1 Beschreibung

Die Reihen P3, TV3 und WO3 entwickeln sich im Wesentlichen wie die Reihen P2, TV2 und WO2. Für eine Beschreibung siehe daher Abschnitt 7.4.1. Ausnahmen bilden die Monate 1999:11 bis 2000:2, wo der Spendenskandal der CDU an der CSU deutlich vorbei geht.

7.5.2 Korrelation

Tabellen 7.8(b) und 7.9(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen P3 und TV3 bzw. WO3. In beiden Fällen ist jeweils die kontemporäre Korrelation am größten. Die Struktur der Kreuzkorrelationen deutet überdies auf einen gewissen Nachlauf der Reihe WO3 hin. Der Zusammenhang zwischen den Reihen ist also deutlich und signifikant, allerdings kann aus der Struktur der Kreuzkorrelationen nicht weiter auf die Ursächlichkeit einer Reihe geschlossen werden.

```
stats for      tv3
=====
Mean:      -5.8925214
S.D.:      9.4986311
Min:      -41.159500
Max:      13.200800
Obs:      84
```

(a) Statistiken

```
cor[P3,tv3(i)]
=====
i          r      p-Val
-3         0.434    0.000
-2         0.453    0.000
-1         0.584    0.000
0          0.606    0.000
1          0.484    0.000
2          0.505    0.000
3          0.487    0.000
```

(b) Kreuzkorrelationen

```
Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order    Wald    p(F)    p(X2)
1 P3         12.762  0.001  0.000
   tv3        3.148  0.080  0.076
2 P3         14.560  0.001  0.001
   tv3        7.444  0.029  0.024
3 P3          8.741  0.040  0.033
   tv3        7.867  0.057  0.049
```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.8: Statistiken P3/TV3

```
stats for      wo3
=====
Mean:      -13.145369
S.D.:      12.931541
Min:      -63.598000
Max:      4.0890000
Obs:      84
```

(a) Statistiken

```
cor[P3,wo3(i)]
=====
i          r      p-Val
-3         0.383    0.000
-2         0.448    0.000
-1         0.489    0.000
0          0.545    0.000
1          0.512    0.000
2          0.526    0.000
3          0.496    0.000
```

(b) Kreuzkorrelationen

```
Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order    Wald    p(F)    p(X2)
1 P3         13.136  0.001  0.000
   wo3        0.600  0.441  0.439
2 P3         15.164  0.001  0.001
   wo3        0.219  0.896  0.896
3 P3          9.252  0.032  0.026
   wo3        0.368  0.946  0.947
```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.9: Statistiken P3/WO3

7.5.3 Grangerkausalität

Tabellen 7.8(c) und 7.9(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests. Bei allen drei Spezifikationen ist die Reihe P3 signifikant grangerkausal zu TV3. Das Niveau beträgt bei einem und zwei Lags 1%, sonst 5% bzw. 10%. Umgekehrt ist TV3 auch grangerkausal zu P3, allerdings ist dieses Ergebnis etwas schlechter abgesichert (Niveau von 5 – 10%). P3 ist ebenfalls grangerkausal zu WO3 mit denselben Signifikanzniveaus wie im ersten Fall. Grangerkausalität von WO3 zu P3 wird aber eindeutig verworfen.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: P3 ist jeweils bestimmend für die Medienreihen TV3 und WO3. Während umgekehrt WO3 keinen Einfluss auf P3 auszuüben scheint, herrscht zwischen P3 und TV3 eine Feedback-Beziehung.

7.5.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Tests ergaben eine optimale Laglänge von 2 Lags. Tabelle 7.10 zeigt die Ergebnisse OLS-Schätzungen.

In der ersten Gleichung sind neben den beiden Lags von P3 auch beide Lags von TV3 auf 5%- bzw. 10%-Niveau signifikant. Die beiden Lags von WO3 sind deutlich insignifikant. Die Varianz von P2 ist mit $\bar{R}^2 = 0,73$ noch recht gut erklärt.

In der zweiten Gleichung ist Lag 2 von P3 auf 10%-Niveau signifikant. Der Einfluss von P3 schlägt also erst zeitverzögert auf TV2 durch. Die Lags von WO3 sind, wie in der ersten Gleichung auch, insignifikant. Das \bar{R}^2 von 0,22 bedeutet eine schlechte Erklärung der Varianz.

In der dritten Gleichung ist wieder erst Lag 2 von P3 signifikant, in diesem Fall auf 10%-Niveau. Alle anderen Koeffizienten sind insignifikant. Hier ist die erklärte Varianz mit $\bar{R}^2 = 0,27$ etwas höher als bei TV3, allerdings ebenfalls schlecht.

Es ergibt sich folgendes Muster: Ein oder beide Lags von P3 sind in allen Gleichungen signifikant. Die Lags von TV3 sind nur in der ersten Gleichung signifikant. Das Vorzeichen wechselt von positiv für Lag 1 auf negativ für Lag 2. Nach zwei Perioden scheint also auf die TV-Berichterstattung eine Art Gegenkorrektur einzusetzen. Lags von WO2 sind stets insignifikant. Die Wochenmedien scheinen das System also kaum zu beeinflussen. Die Medien reagieren signifikant um zwei Perioden zeitverzögert auf P3.

Tests auf serielle Korrelation der Residuen verlaufen zufrieden stellend. Die Nullhypothese multivariat verteilter Residuen wird aufgrund einiger Ausreißer verworfen.

Abbildung 7.7 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Schocks in TV3 haben einen deutlichen Effekt auf P3 in $t = 2$, in $t = 3$ setzt aber die bereits beschriebene Gegenkorrektur ein. Schocks auf WO3 bleiben wirkungslos in Bezug auf P3.

Schocks in P3 zeigen zunächst keine Wirkung auf die Medienreihen. Erst in $t = 3$, also mit einer Verzögerung von 2 Monaten, ist jeweils ein deutlich positiver Effekt zu erkennen.

Die Residuen der Medienreihen sind deutlich kontemporär miteinander korreliert. Ab $t = 2$ sind aber jeweils keine Effekte mehr festzustellen.

Insgesamt sind Medienwirkungen in diesem Fall begrenzt auf die Fernsehberichterstattung. Die Effekte sind einer kurzen Wirkungsdauer unterworfen. Deutlich ist die Wirkung der Meinung auf die Medien zu erkennen, welcher erst nach 2 Monaten, dann aber lang anhaltend einsetzt.

7.5.5 Modell-Simulation

Aus dem VAR aus Abschnitt 7.5.4 wurde ein Modell gebildet. Für die Simulation wurden die Variablen TV3 und WO3 als exogen behandelt. Das für die Simulation resultierende Modell mit einer endogenen Variablen lautet:

$$p3 = c(1) * p3(-1) + c(2) * p3(-2) + c(3) * tv3(-1) + c(4) * tv3(-2) + c(5) * wo3(-1) + c(6) * wo3(-2) + c(7)$$

$$\begin{aligned} c(1) &= 0.4645469 \\ c(2) &= 0.4307960 \\ c(3) &= 0.0083760 \\ c(4) &= -0.0073213 \\ c(5) &= -0.0027463 \\ c(6) &= 0.0025877 \\ c(7) &= 0.6344267 \end{aligned}$$

$$\text{Estimated S.E.} = 0.2085108$$

Die Ergebnisse der Simulation mit 1000 Wiederholungen ist in Abbildung 7.12 dargestellt. Die simulierte Reihe bewegt sich im gesamten Zeitraum mit nur geringen Schwankungen um die Marke von 6 Punkten herum. Der tatsächlich wellenförmige Verlauf der Jahre 1996 bis 1999 wird demgemäß nicht nachvollzogen. Gegen Ende kann das Modell dann die stabilen Umfragewerte wieder recht gut prognostizieren.

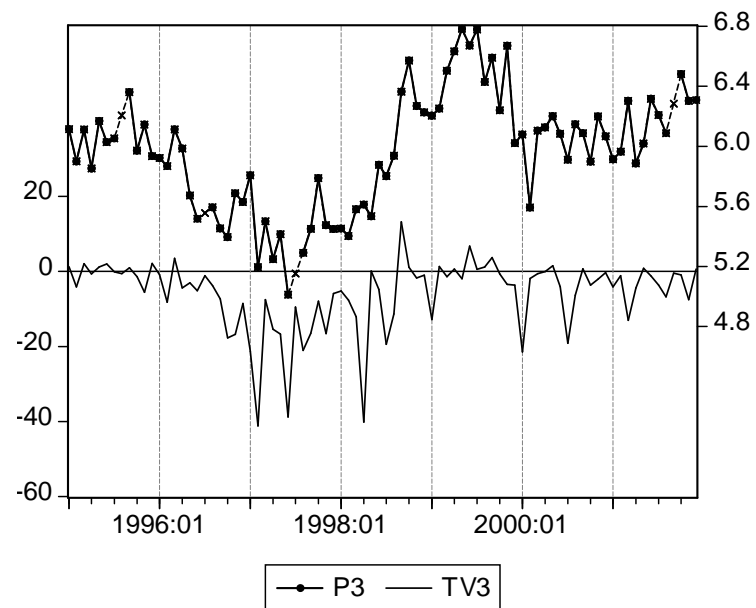


Abbildung 7.9: P3 gegen TV3

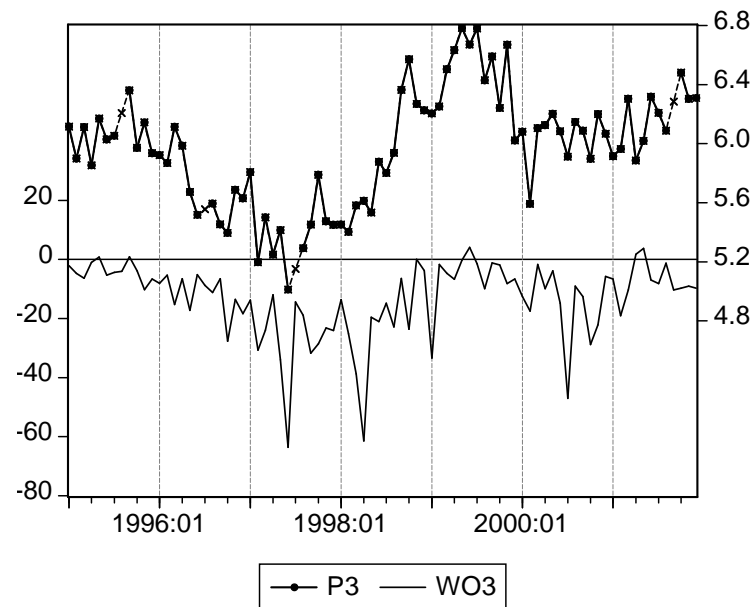
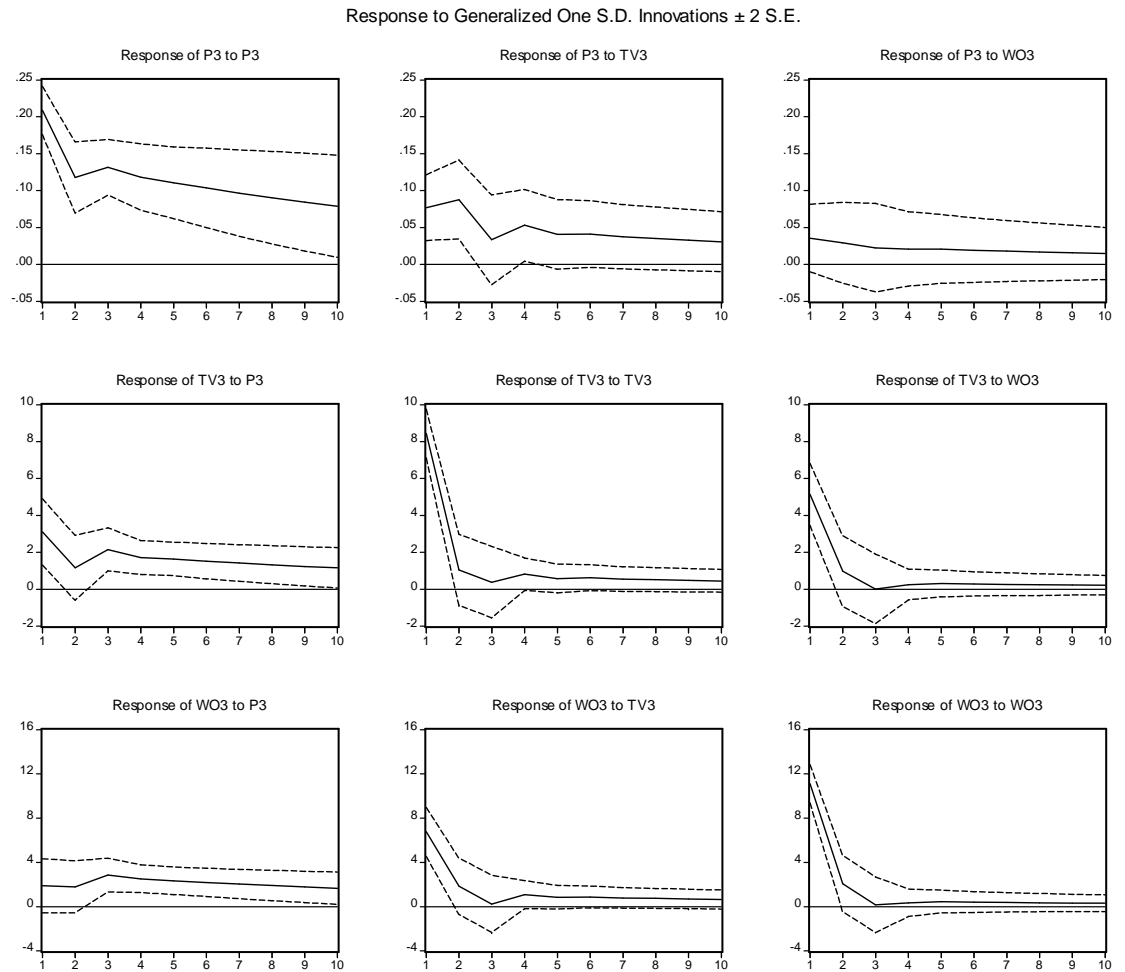


Abbildung 7.10: P3 gegen WO3

VAR-Estimates
Sample: 1995:03 2001:1
Obs: 82

	P3	TV3	WO3
P3(-1)	0.4645 0.000	4.4753 0.331	6.6821 0.270
P3(-2)	0.4308 0.000	8.5137 0.054	11.1778 0.055
TV3(-1)	0.0084 0.031	0.0382 0.805	0.0393 0.847
TV3(-2)	-0.0073 0.062	-0.0861 0.583	-0.1964 0.343
WO3(-1)	-0.0027 0.314	0.0562 0.610	0.1479 0.308
WO3(-2)	0.0026 0.335	-0.0120 0.912	0.0214 0.881
C	0.6344 0.264	-83.0666 0.000	-118.4494 0.000
R2	0.7519707	0.2820064	0.3250179
adj. R2	0.7321283	0.2245669	0.2710193
mean dep.	5.9634662	-6.0002756	-13.381171
s.d. dep.	0.4028703	9.5802083	12.997962
s.e. eq.	0.2085108	8.4362050	11.097708

Tabelle 7.10: VAR-Schätzungen für P3, TV3 und WO3



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.11: Impulse-Response-Funktionen für P3, TV3 und WO3

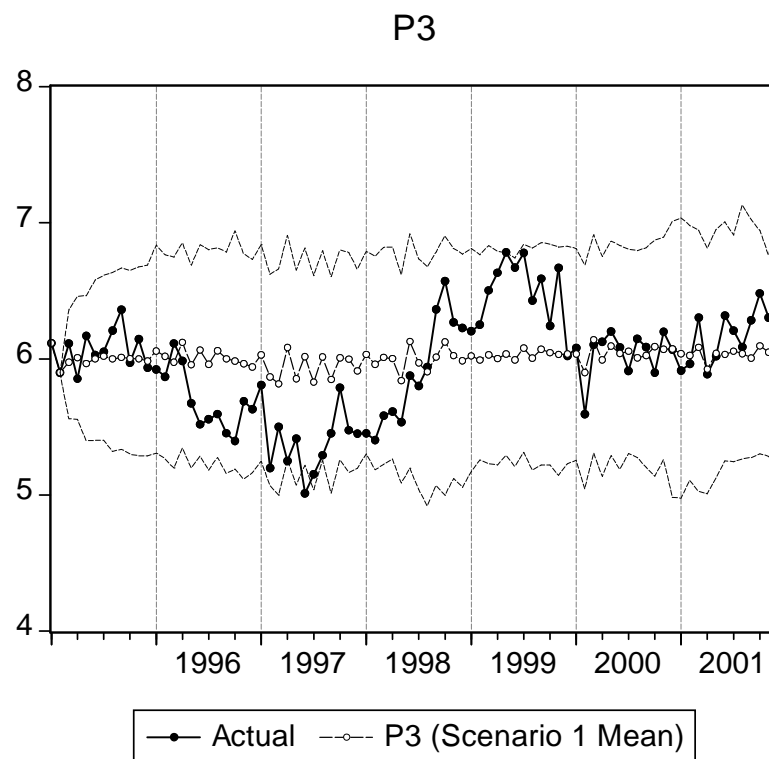


Abbildung 7.12: Simulation von P3

7.6 FDP

7.6.1 Beschreibung

Der Streit der CDU/CSU/FDP-Koalition um die Haushalts- und Wirtschaftspolitik 1996 bedeutet zunächst positive TV-Bewertung für die FDP. Die Umfragewerte liegen 1996 um die 5,5 Punkte. Doch die Berichterstattung wird mit zunehmender Krise der Regierungskoalition auch für die FDP schlechter und erreicht Mitte 1997 einen Tiefpunkt. Auch die Umfragewerte für die FDP bewegen sich in diesem Jahr nur knapp über 5 Punkten. Während die CDU ab Mitte 1997 in den Umfragen gewinnen kann, verhartet die FDP bis Anfang 1998 bei den schlechten Werten. Erst danach setzt eine Aufwärtsbewegung ein, die bis Anfang 1999 anhält. Nach einem kurzen Zwischentief Mitte bis Ende 1999 – mit Umfragewerten wieder um 5 Punkte und negativer Berichterstattung – ist der Rest des Untersuchungszeitraums von ansteigenden Werten geprägt. Bis Ende 2001 erreicht die FDP Werte von fast 6,5 Punkten.

```
stats for      tv4
=====
Mean:      -5.3547762
S.D.:       11.304744
Min:       -33.955600
Max:        33.649000
Obs:         84
```

(a) Statistiken

```
cor[P4,tv4(i)]
=====
i          r      p-Val
-3         0.464    0.000
-2         0.553    0.000
-1         0.581    0.000
0          0.550    0.000
1          0.346    0.001
2          0.374    0.001
3          0.304    0.006
```

(b) Kreuzkorrelationen

```
Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order    Wald    p(F)  p(X2)
1 P4         0.398  0.530  0.528
   tv4       5.132  0.026  0.023

2 P4         5.707  0.064  0.058
   tv4      10.655  0.007  0.005

3 P4         4.244  0.245  0.236
   tv4      10.891  0.017  0.012
```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.11: Statistiken P4/TV4

```
stats for      wo4
=====
Mean:      -10.705500
S.D.:       13.329739
Min:       -49.302000
Max:        23.305000
Obs:         84
```

(a) Statistiken

```
cor[P4,wo4(i)]
=====
i          r      p-Val
-3         0.544    0.000
-2         0.574    0.000
-1         0.607    0.000
0          0.658    0.000
1          0.503    0.000
2          0.501    0.000
3          0.485    0.000
```

(b) Kreuzkorrelationen

```
Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order    Wald    p(F)  p(X2)
1 P4         5.726  0.019  0.017
   wo4       2.206  0.141  0.137

2 P4         3.623  0.170  0.163
   wo4       3.066  0.222  0.216

3 P4         2.225  0.531  0.527
   wo4       2.913  0.411  0.405
```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.12: Statistiken P4/WO4

7.6.2 Korrelation

Tabellen 7.11(c) und 7.12(c) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen P4 und TV4 bzw. WO4. Der Vorlauf der Reihe TV4 ist deutlich zu erkennen. Die maximale Korrelation ergibt sich zwischen P4 und TV(-1). Für WO4 ist das Bild unklarer. Auch hier ergeben sich für Lags von WO4 aber höhere Korrelationen als für entsprechende Leads.

Insgesamt zeigen die Korrelationen deutliche Zusammenhänge. Die Medienreihen scheinen dabei vorzulaufen. Dies kann als Hinweise auf starke Medienwirkung interpretiert werden.

7.6.3 Grangerkausalität

Tabellen 7.11(c) und 7.12(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests. TV4 ist mit einem Niveau zwischen 1 und 5% grangerkausal zu P4 bei allen drei Spezifikationen. Umgekehrt fallen die Tests nur bei einer Spezifikation mit 2 Lags auf 10%-Niveau signifikant aus. Mehr spricht also für die Hypothese, dass P4 nicht grangerkausal zu TV4 ist. Bei einer Spezifikation mit einem Lag verhält sich P4 zu WO4 grangerkausal auf einem Niveau von 5%, alle anderen Tests zwischen P4 und WO4 fallen insignifikant aus.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse für einen deutlichen Einfluss der TV-Berichterstattung auf die Umfragewerte. Ein umgekehrter Einfluss der Umfragewerte auf die Medienberichterstattung ist dagegen unwahrscheinlich.

7.6.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Tests ergaben eine optimale Lag-Länge von 2 Lags. Tabelle 7.13 zeigen die Ergebnisse der gewöhnlichen Kleinst-Quadrate-Schätzungen.

Neben den beiden Lags von P4 ist der erste Lag von TV4 in der ersten Gleichung signifikant. Das Vorzeichen entspricht der erwarteten Richtung. Die Lags von WO4 sind jeweils und gemeinsam insignifikant. In der zweiten Gleichung (TV4) sind die Lags von P4 einzeln mit jeweils umgekehrten Vorzeichen signifikant. Gemeinsam sind die Koeffizienten jedoch marginal insignifikant. Lag 1 von WO4 ist auf 5%-Niveau signifikant. In der dritten Gleichung (WO4) sind sowohl Lag 2 von P4 als auch Lag 1 von TV4 signifikant.

Das \bar{R}^2 für Gleichung 1 (P4) ist mit 0,72 noch recht hoch. Die Medienreihen werden mit $\bar{R}^2 = 0,31$ für TV4 bzw. $\bar{R}^2 = 0,34$ kaum erklärt. Die Residuen scheinen nicht multivariat normalverteilt zu sein. Tests auf serielle Korrelation der Residuen verlaufen zufrieden stellend.

Abbildung 7.15 zeigt die Impulse-Response-Funktionen für das System. Die hohe kontemporäre Korrelation der Residuen fällt sofort ins Auge – das Konfidenzintervall in $t = 1$ liegt in allen Diagrammen deutlich über 0. Da ein Großteil der Dynamik also in derselben Periode stattfindet, ist eine zeitliche und kausale Zergliederung der Effekte nur bedingt möglich. Immerhin ist deutlich ein Anstieg der P4-Response-Funktion auf TV4-Impulse in $t = 2$ zu erkennen. Die Effekte von TV4-Schocks verlieren sich erst nach $t = 10$. Die Medienreihen TV4 und WO4 reagieren zeitverzögert ab $t = 3$ auf P4-Schocks.

Allerdings befindet sich in beiden Fällen das Konfidenzband nur undeutlich über 0. Zwischen den Medienreihen selbst liegen deutlich Wechselwirkungen vor. Deren Ausmaß wird aber ebenfalls größtenteils durch die kontemporäre Korrelation bestimmt.

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass eine kausale Interpretation der Befunde bezüglich einer Wechselwirkung zwischen Medien und Meinung aufgrund der größtenteils kontemporär stattfindenden Dynamik kaum möglich ist. Immerhin ist deutlich der Einfluss vergangener TV-Berichterstattung zu erkennen. Feedbackeffekte von der Meinung auf die Medien scheinen allenfalls in der mittleren Frist vorzuliegen und zeichnen sich nicht eindeutig ab. Wechselwirkungen zwischen Fernseh- und Wochenmedienberichterstattung sind ebenfalls zu konstatieren.

7.6.5 Modell-Simulation

Aus dem VAR aus Abschnitt 7.6.4 wurde ein Modell gebildet. Für die Simulation wurden die Variablen TV4 und WO4 als exogen behandelt. Das für die Simulation resultierende Modell lautet:

$$p4 = c(1) * p4(-1) + c(2) * p4(-2) + c(3) * tv4(-1) + c(4) * tv4(-2) + c(5) * wo4(-1) + c(6) * wo4(-2) + c(7)$$

```
c(1) = 0.3355180
c(2) = 0.4822728
c(3) = 0.0120808
c(4) = 0.0005778
c(5) = -0.0008936
c(6) = -0.0025303
c(7) = 1.0411412
```

```
Estimated S.E. = 0.2707139
```

Die Ergebnisse der Simulation mit 1000 Wiederholungen ist in Abbildung 7.16 dargestellt. Die Performance der simulierten Werte ist erstaunlich gut. Der Abschwung bis Anfang 1998 und der daran anschließende Aufschwung werden gut nachgebildet. Erst gegen Ende tendiert das Modell zu einer Unterschätzung der aktuellen P4-Werte.

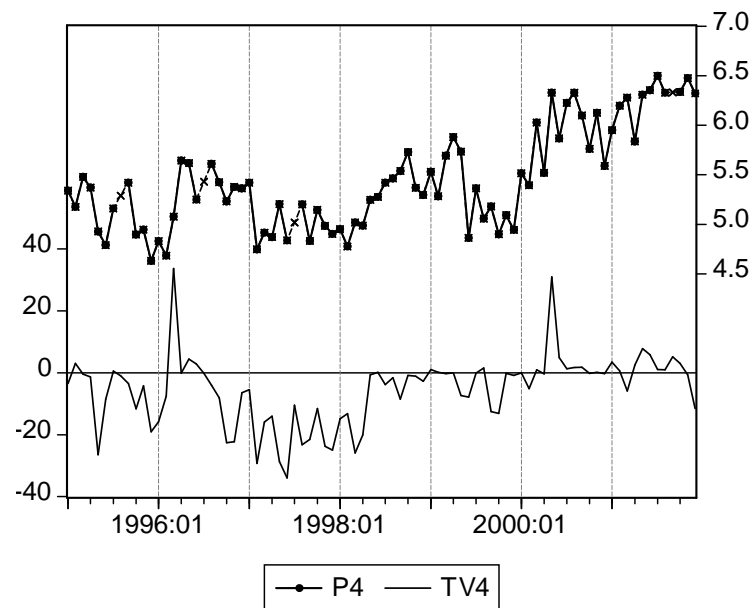


Abbildung 7.13: P4 gegen TV4

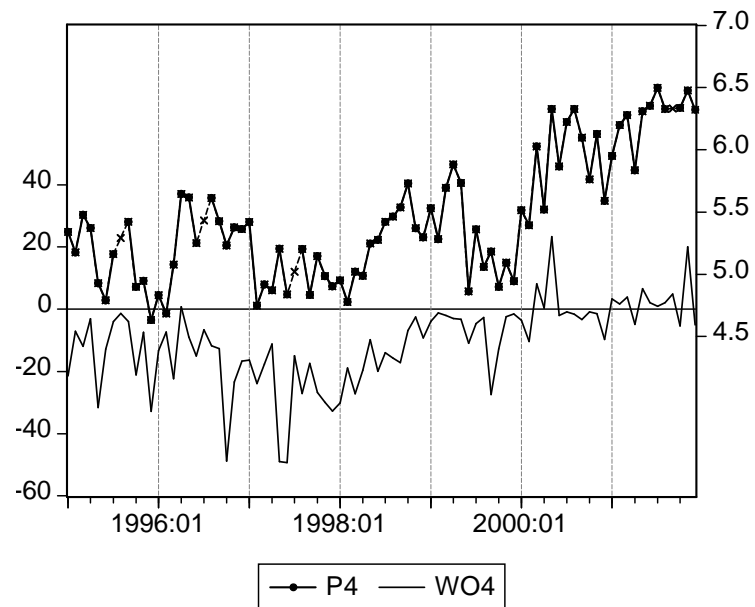


Abbildung 7.14: P4 gegen WO4

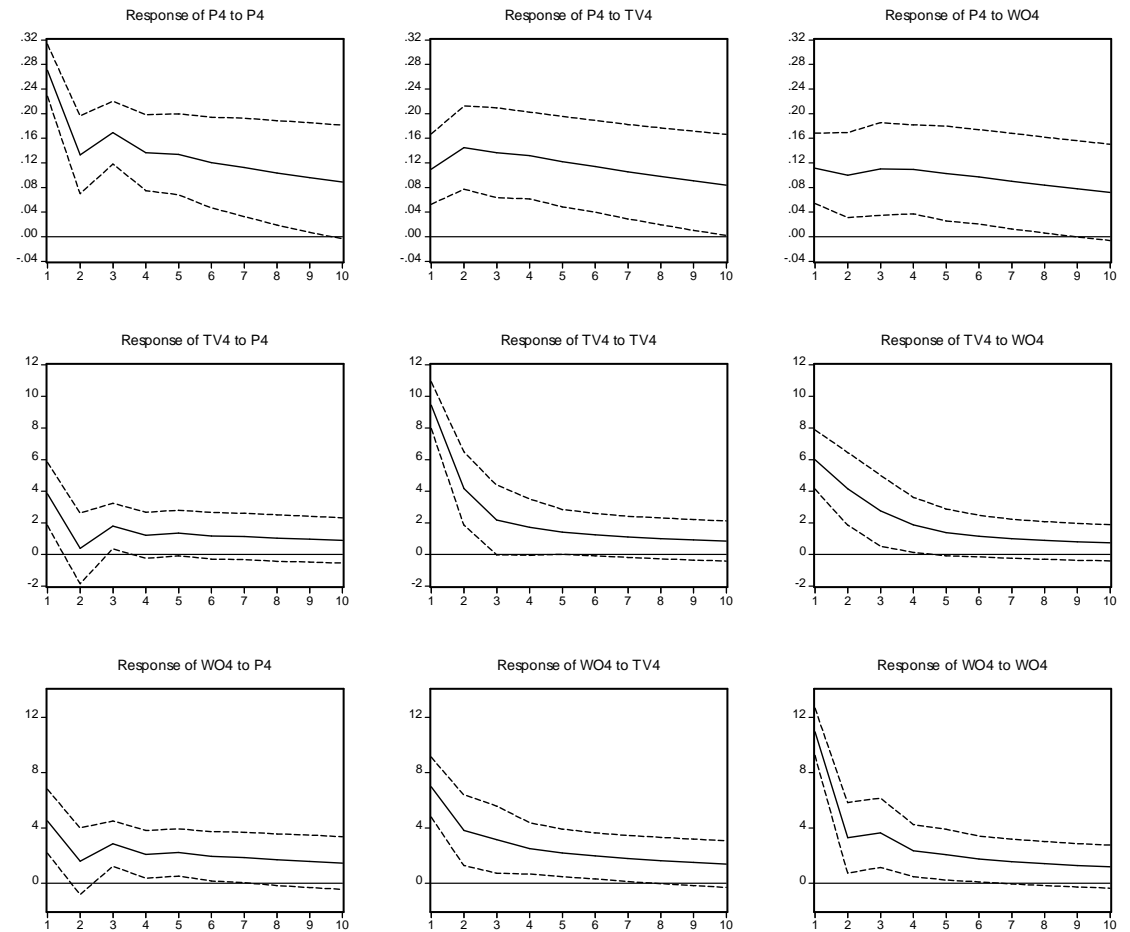
VAR-Estimates

Sample: 1995:03 2001:1

Obs: 82

	P4	TV4	WO4
P4(-1)	0.3355 0.006	-7.8991 0.061	-0.8297 0.864
P4(-2)	0.4823 0.000	8.0836 0.050	8.3068 0.082
TV4(-1)	0.0121 0.008	0.3279 0.036	0.3148 0.082
TV4(-2)	0.0006 0.892	-0.0425 0.774	-0.0251 0.884
WO4(-1)	-0.0009 0.813	0.2798 0.037	0.1362 0.374
WO4(-2)	-0.0025 0.531	0.0562 0.690	0.1092 0.504
C	1.0411 0.062	-1.2548 0.948	-46.9708 0.038
R2	0.7400023	0.3646322	0.3849396
adj. R2	0.7192024	0.3138028	0.3357348
mean dep.	5.4532328	-5.4798549	-10.618159
s.d. dep.	0.5108742	11.403069	13.433937
s.e. eq.	0.2707139	9.4459624	10.948990

Tabelle 7.13: VAR-Schätzungen für P4, TV4 und WO4

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.15: Impulse-Response-Funktionen für P4, TV4 und WO4

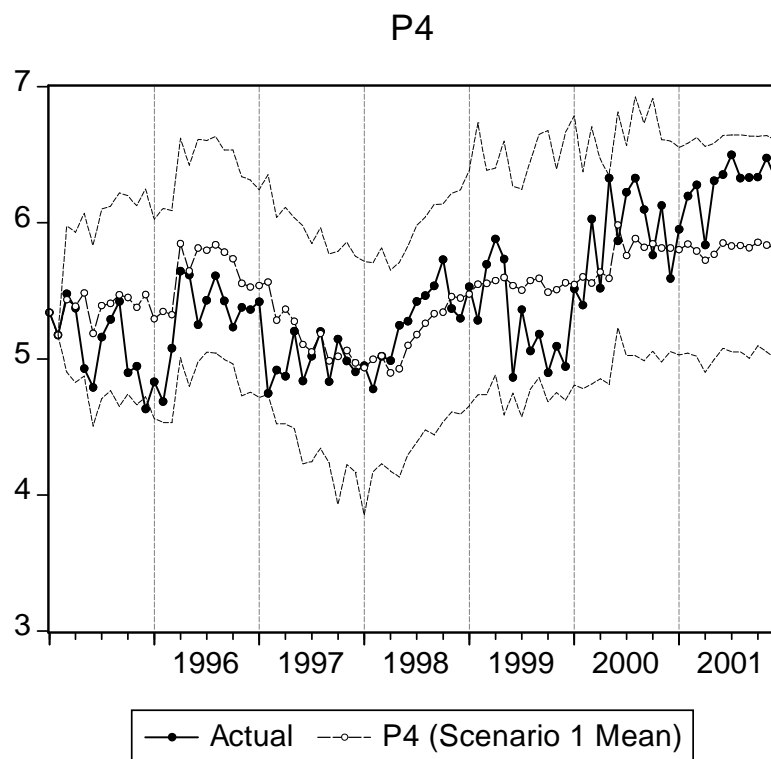


Abbildung 7.16: Simulation von P4

7.7 Bündnis 90/Die Grünen

7.7.1 Beschreibung

Die Reihen P5, TV5 und WO5 sind von einem langfristigen Abwärtstrend geprägt. Ab 2000 ist eine gewisse Stabilisierung bzw. Umkehrung zu erkennen. Die Berichterstattung wird geprägt von wiederkehrenden Krisen in den Monaten 1998:3, 1999:2, 1999:9-10, 2000:5 und 2001:3. Die Tiefe der Krisen hat eine abnehmende Tendenz.

Der erste einschneidende Einbruch in 1998:3 wird ausgelöst durch die Debatte um einen von den Grünen geforderten Benzinpreis von 5 DM. Gleichzeitig wird das Verhältnis der Grünen zu den Protesten gegen die Castor-Transporte kontrovers diskutiert. Zur Bundestagswahl 1998 hin verbessert sich das Klima wieder. Der nächste Einbruch erfolgt dann ausgelöst durch Äußerungen Trittins, der den politischen Kurs der Koalition kritisiert. Die Einbrüche der folgenden Jahre sind hauptsächlich den anhaltenden Wahlniederlagen geschuldet. Im Jahr 2001 müssen die Grünen konstatieren, dass sie seit 1997 in jeder Landtagswahl schlechter als in der jeweils vorhergehenden abgeschnitten haben.

Offensichtlich sind die Reihen geprägt von der Transformation einer einstmaligen Protestpartei zu

```

stats for      tv5
=====
Mean:    -8.6635214
S.D.:    13.800843
Min:     -66.277600
Max:     10.645000
Obs:      84

```

(a) Statistiken

```

cor[P5,tv5(i)]
=====
i      r      p-Val
-3     0.472    0.000
-2     0.504    0.000
-1     0.589    0.000
0       0.538    0.000
1       0.381    0.000
2       0.286    0.009
3       0.283    0.010

```

(b) Kreuzkorrelationen

```

Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order  Wald  p(F)  p(X2)
1 P5      2.894  0.093  0.089
tv5       7.071  0.009  0.008

2 P5      3.901  0.149  0.142
tv5      13.460  0.002  0.001

3 P5      2.001  0.575  0.572
tv5     16.895  0.002  0.001

```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.14: Statistiken P5/TV5

```

stats for      wo5
=====
Mean:    -23.199655
S.D.:    24.900895
Min:     -114.62100
Max:     13.168000
Obs:      84

```

(a) Statistiken

```

cor[P5,wo5(i)]
=====
i      r      p-Val
-3     0.554    0.000
-2     0.499    0.000
-1     0.635    0.000
0       0.606    0.000
1       0.467    0.000
2       0.381    0.000
3       0.392    0.000

```

(b) Kreuzkorrelationen

```

Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order  Wald  p(F)  p(X2)
1 P5      10.255  0.002  0.001
wo5       6.050  0.016  0.014

2 P5       5.528  0.069  0.063
wo5      12.357  0.003  0.002

3 P5       4.858  0.192  0.183
wo5      14.713  0.004  0.002

```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.15: Statistiken P5/WO5

einer Regierungspartei. Die entsprechenden Änderungen der Grundpositionen haben zumindest bis ins Jahr 2001 hinein zu einer Verschlechterung des Meinungsklimas geführt.

7.7.2 Korrelation

Tabellen 7.14(b) und 7.15(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen P5 und TV5 bzw. P5 und WO5. Deutlich ist der Vorlauf der Medienreihen zu erkennen. Die Korrelation zwischen P5 und TV5(-1) beträgt 0,59, die zwischen P5 und WO5(-1) 0,64. Die Korrelationen für Lags der Reihen TV5 und WO5 sind generell höher als die entsprechender Leads. Insgesamt ergibt sich aus der Struktur der Kreuzkorrelationen ein deutliches Indiz für starke Medienwirkungen mit einer zeitlichen Verzögerung von einem Monat.

7.7.3 Grangerkausalität

Tabellen 7.14(c) und 7.15(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen P5 und TV5 bzw. P5 und WO5. Auf einem Signifikanzniveau von 1% zeichnet sich robust die Grangerkausalität von TV5 zu P5 ab. Umgekehrt sprechen die Ergebnisse eher für eine Abwesenheit grangerkausaler Beziehungen von P5 zu TV5. Bei den entsprechenden Tests zwischen P5 und WO5 fällt das Bild etwas weniger deutlich aus. Zwar ist auch hier ein robuster Einfluss von WO5 auf P5 zu konstatieren, umgekehrt sprechen die Tests bei einer Spezifikation mit 1 oder 2 Lags aber auch für eine Feedbackbeziehung, in der P5 zu WO5 ebenfalls grangerkausal ist.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse für starke Medienwirkungen mit möglichen Feedbackeffekten von der Meinung auf die Wochenmedienberichterstattung.

7.7.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Tests ergaben wiederum eine optimale Lag-Länge von 2 Lags. Tabelle 7.16 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen. Zusätzlich zu den verzögerten endogenen Variablen wurde ein Dummy DTR spezifiziert, der die extremen Ausschläge in der Trittin-Berichterstattung einfangen soll. Es gilt $DTR = 1$ in 1998:3 und 1999:2.

In der ersten Gleichung (P5) sind neben den Lags der abhängigen Variable auch der erste Lag von TV5 sowie DTR signifikant. Der Koeffizient von TV5(-1) besitzt das erwartete positive Vorzeichen. Der Erklärungsgrad ist mit $\bar{R}^2 = 0,85$ gut. In der zweiten Gleichung (TV5) ist außer dem ersten Lag von TV5 nur DTR signifikant. Der Erklärungsgrad ist mit $\bar{R}^2 = 0,58$ hauptsächlich aufgrund des Beitrags von DTR für Medienreihen recht gut. In der dritten Gleichung sind beide Lags von TV5 sowie der Dummy DTR und Lag 2 der abhängigen Variable signifikant. Auch hier gilt für den Erklärungsgrad von $\bar{R}^2 = 0,55$ der für TV5 festgestellte Zusammenhang.

Die Nullhypothese multivariat normalverteilter Residuen muss aufgrund einiger Ausreißer deutlich verworfen werden. Auch serielle Korrelation der Residuen kann nicht abgelehnt werden. Hier sind aber ebenfalls deutlich die Ausreißer verantwortlich.

Abbildung 7.15 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Die kontemporäre Korrelation der Residuen ist vergleichsweise gering. Dies macht die Abschätzung kausaler Effekte verlässlicher. In $t = 2$ ist deutlich der Einfluss von TV5- und WO5-Schocks auf P5 zu erkennen. TV5-Schocks scheinen darüber hinaus eine längere Wirkungsdauer zu besitzen. Die Effekte von P5-Schocks auf die Medienreihen sind schwach; in der mittleren Frist (ab $t = 3$) befindet sich das Konfidenzband aber deutlich über der Nulllinie. Es ist also von schwachen Feedbackeffekten auszugehen. Ebenso scheint die Wochenmedienberichterstattung kurzzeitig (in $t = 2$) auf TV5-Schocks zu reagieren.

Insgesamt ist mit der Einschränkung, dass die Fehlerprozesse nicht die notwendigen stochastischen Voraussetzungen erfüllen könnten, hier von einer starken Medienwirkung beider untersuchter Gattungen auszugehen. In der mittleren Frist scheinen schwache Feedbackeffekte vorzuliegen. Alle Reihen reagieren darüber hinaus empfindlich auf einmalige skandalartige Ereignisse.

7.7.5 VEC-Schätzung

Für P5 ergeben optische Begutachtung der Reihe und verschiedene Tests starke Indizien für das Vorliegen von Nichtstationarität. Auch bei den Reihen TV5 und WO5 scheint ein eindeutiger negativer Trend vorzuliegen, dessen Erkennung aber aufgrund der Ausreißer schwerer fällt. Die statistischen Tests auf Einheitswurzeln verlaufen bei diesen Reihen demnach auch widersprüchlich: Lehnen ADF- und PP-Tests die Nullhypothese einer Einheitswurzel strikt ab, lehnt der KPSS-Test die Nullhypothese von Stationarität ab. Probeweise wurde also ein Error-Correction-Modell mit zwei Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen geschätzt.

Die optimale Lag-Länge konnte nicht definitiv ermittelt werden. Lag 3 der endogenen Variablen waren gemeinsam insignifikant, während Lag 4 wieder signifikant war. Aufgrund der relativ komfortablen Situation von 80 Beobachtungen wurde die Spezifikation mit 4 Lags gewählt. Zusätzlich wurde wieder der Dummy DTR verwendet.

Tabelle 7.17 zeigt die Ergebnisse der Schätzung des VEC-Modells. Die Kointegrationsgleichungen wurden so normiert, dass P5 mit je einer Medienreihe eine Kointegrationsbeziehung bildet. Alle Parameter der Kointegrationsgleichungen sind hochsignifikant. Die Vorzeichen der Koeffizienten zeigen zudem in die erwartete Richtung.

Beachte, dass das VEC

$$\Delta y_t = A(B'y_{t-1} + D) + C_1\Delta y_{t-1} + \cdots + C_p\Delta y_{t-p} + \epsilon_t \quad (7.1)$$

eine äquivalente VAR-Darstellung

$$y_t = (I + AB' + C_1)y_{t-1} + (C_2 - C_1)y_{t-2} + \cdots + C_py_{t-p-1} + AD + \epsilon_t \quad (7.2)$$

besitzt. Die Koeffizienten aus der VEC-Schätzung können also nicht unmittelbar mit denen von VAR-Schätzungen verglichen werden. Insbesondere geben die häufig als Anpassungsparameter beschriebenen Parameter der Matrix $A'B$ nur bedingt Auskunft über die Dynamik des Gesamtsystems.

Die Kointegrationsgleichungen, welche eine Art Gleichgewicht zwischen den Variablen P5 und TV5 bzw. P5 und WO5 definieren, signalisieren die Äquivalenz von einem Punkt in den Umfragen mit ca. 11 bzw. 25 Aussagen in jedem TV- bzw. Wochenmedium. Eine Anpassung von P5 an eine etwaige Störung des Gleichgewichts findet sehr langsam statt: Mit etwa 4% bei einer Abweichung von TV5 (Parameter insignifikant) und etwa 15% bei einer Abweichung von WO5 (Parameter signifikant auf 10%-Niveau). Veränderungen der endogenen Variablen fließen noch mit einer Verzögerung von 3 Lags (TV5 und P5) signifikant in die erste Gleichung ein.

Der Anpassungsparameter in der zweiten Gleichung, der die Reaktion von TV5 auf Abweichungen vom Gleichgewicht zwischen TV5 und P5 beschreibt, ist mit ca. 71% ungleich höher. Die TV-Nachrichten passen sich also schnell wieder an das neue Gleichgewichtsniveau an. Derselbe Wert von ca. 71% gilt auch für die Anpassung von WO5. Der Koeffizient vor der 1. Kointegrationsgleichung ist in der 3. Gleichung ebenfalls signifikant; der Wert von ca. $-8,6$ signalisiert, dass die Wochenmedien dazu tendieren, bei Abweichungen zwischen TV5 und P5 der Richtung der TV-Medien zu folgen.

Aufgrund der Schätzung in Differenzen sollte kein hoher Erklärungsgrad für die Varianz erwartet werden. Nichtsdestotrotz sind die Werte mit $\bar{R}^2 = 0,64$ und $\bar{R}^2 = 0,70$ für TV5 bzw. WO5 erstaunlich hoch. Für P5 fällt die erklärte Varianz mit $\bar{R}^2 = 0,49$ hinter die üblichen Werte bei VAR-Schätzungen zurück. Es sollte allerdings wiederum angemerkt werden, dass bei den Reihen TV5 und WO5 die erklärte Varianz auf ca. 0,4 bzw. 0,5 zurückfällt, wenn DTR aus den Schätzungen ausgeschlossen wird.

In einer weiteren Schätzung wurde auf die 3×2 -Matrix

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \\ a_{31} & a_{32} \end{pmatrix} \quad (7.3)$$

die zusätzliche Restriktion $a_{11} = a_{12}$ auferlegt, so dass die Hypothese überprüft werden konnte, ob P5 auf Abweichungen von den Gleichgewichten zwischen Medien und Meinung in derselben Geschwindigkeit reagiert. Es ergeben sich Punktschätzungen $a_{11} = a_{12} = -0.081631$ mit einem p-Wert von 0.013. Die übrigen Koeffizienten sind qualitativ gleichwertig zu den Schätzungen, wie sie in Tabelle 7.17 dargestellt wurden. Insgesamt ergibt sich also die Schätzung, dass die Anpassungsgeschwindigkeit von P5 an Abweichungen vom Gleichgewicht zwischen der Meinung und den Medien etwa 10% beträgt.

In allen drei Gleichungen sind die Koeffizienten der verzögerten Variable $D(P5)$ negativ, zum Teil sogar deutlich signifikant von 0 verschieden. Ein Anstieg in der Meinung zwischen zwei Perioden tendiert also dazu, in den folgenden Perioden von einer Gegenbewegung in allen Variablen ausgeglichen zu werden. Die Reaktion auf verzögerte $D(TV5)$ verläuft unterschiedlich: Während P5 auf die verzögerten Anstiege weiterhin positiv reagiert, scheint WO5 ebenfalls mit einer Gegenbewegung zu reagieren. Die statistische Absicherung für die letzte Aussage ist allerdings schlechter. Die Koeffizienten für verzögerte $D(TV5)$ sind in der Gleichung für $D(WO5)$ einzeln in keinem Fall signifikant von 0 verschieden. Die Lags von WO5 gehen in das System ebenfalls selten signifikant ein. Es scheint dennoch, dass die Variablen P5 und TV5 mit einer Gegenbewegung auf Anstiege vergangener WO5 reagieren.

Das Zusammenspiel dieser Wechselwirkungen verdeutlichen die Impulse-Response-Funktionen (Abbildung 7.20). Bei der Variable P5 werden Schocks in D(P5) in zukünftigen Perioden weniger durch den Error-Correction-Mechanismus ausgeglichen – die relativ niedrigen Anpassungsparameter von weniger als 10% wurden bereits diskutiert –, sondern durch die negativen Koeffizienten der verzögerten D(P5). So werden Schocks in Höhe von $\hat{\sigma}_{\epsilon_{P5}}$ bereits in $t = 2$ derart ausgeglichen, in zukünftigen Perioden das Niveau von P5 um den neuen Gleichgewichtswert herum pendelt. Auf Schocks in D(TV5) und D(WO5) reagiert P5 in Periode $t = 2$ deutlich. Auch langfristig ergibt sich ein neues, höheres Gleichgewichtsniveau.

Auf die Variablen TV5 und WO5 wirken Schocks in den endogenen Variablen in Relation zu den geschätzten Standardfehlern $\hat{\sigma}_{\epsilon_{TV5}}$ und $\hat{\sigma}_{\epsilon_{WO5}}$ schwach. Zwar stellt sich auch hier in der mittleren Frist ein langfristig höheres Niveau nach positiven Schocks ein; allerdings sorgt die schnelle Anpassungsrate von etwa 70% in Verbindung mit den jeweils negativen Koeffizienten der Lags von D(P5) dafür, dass TV5 und WO5 sich nach Schocks eher in der Nähe des ursprünglichen Gleichgewichtsniveaus einpendeln statt für ein insgesamt deutlich höheres Niveau des Systems zu sorgen. Es bleibt also festzustellen, dass die häufig beobachteten hohen Volatilitäten der Medienreihen deutlich gedämpfte, wenn auch sichtbare Auswirkungen im Gesamtsystem hinterlassen.

Insgesamt finden sich deutliche Anzeichen für starke Medienwirkungen und schwache bis vernachlässigbare Feedbackeffekte.

7.7.6 Modell-Simulation

Prognosegüte und Performance der VAR- und VEC-Modelle wurden in einer Simulation verglichen. Für das VAR lautet die Simulationsgleichung

$$\begin{aligned} p5 = & \\ & c(1) * p5(-1) + c(2) * p5(-2) + c(3) * tv5(-1) + c(4) * tv5(-2) + \\ & c(5) * wo5(-1) + c(6) * wo5(-2) + c(7) + c(8) * dtr \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} c(1) &= 0.4670264 \\ c(2) &= 0.3887426 \\ c(3) &= 0.0063497 \\ c(4) &= 4.324E-05 \\ c(5) &= 0.0024102 \\ c(6) &= -0.0028458 \\ c(7) &= 0.8978367 \\ c(8) &= -0.7081365 \end{aligned}$$

$$\text{Estimated S.E.} = 0.2378424$$

Für das VEC gilt

$$\begin{aligned} d(p5) = & \\ & c(1) * (p5(-1) - 0.09023068063 * tv5(-1) - 6.600278445) + \\ & c(2) * (p5(-1) - 0.04012192184 * wo5(-1) - 6.778516973) + \\ & c(3) * d(p5(-1)) + c(4) * d(p5(-2)) + c(5) * d(p5(-3)) + c(6) * d(p5(-4)) + \\ & c(7) * d(tv5(-1)) + c(8) * d(tv5(-2)) + c(9) * d(tv5(-3)) + c(10) * d(tv5(-4)) + \\ & c(11) * d(wo5(-1)) + c(12) * d(wo5(-2)) + c(13) * d(wo5(-3)) + c(14) * d(wo5(-4)) + \end{aligned}$$


```

c(15) * dtr

c(1) = -0.0367249
c(2) = -0.1479359
c(3) = -0.5498406
c(4) = -0.3851550
c(5) = -0.2287890
c(6) = -0.0244796
c(7) =  0.0057531
c(8) =  0.0085063
c(9) =  0.0081831
c(10) =  0.0015959
c(11) = -0.0036896
c(12) = -0.0063508
c(13) = -0.0038224
c(14) = -0.0002175
c(15) = -0.6353031

Estimated S.E. =  0.2168492

```

Die Variablen TV5 und WO5 wurden als exogen betrachtet. Abbildungen 7.21 und 7.22 zeigen die Ergebnisse der Simulation.

Beide Simulationen treffen die tatsächlichen Werte erstaunlich gut. Sowohl der treppenartig verlaufende Abschwung bis Ende 1999 als auch die Stabilisierungsphase danach werden jeweils eindrucksvoll nachvollzogen – man beachte die Abwesenheit von niveauverändernden Dummies in den Gleichungen.

Das Konfidenzband für das VEC-Modell ist generell schmaler als das für das VAR-Modell. In 1995:Q4 bis 1996:Q3 fallen, die Simulationen zu hoch aus, ansonsten werden die aktuellen Werte bis auf die Aufschwünge in 2000:Q1 und 2001:Q1 gut getroffen. Insbesondere die Tiefpunkte in 2000 werden recht exakt simuliert. Das VAR-Modell besitzt eine bessere Performace am Anfang des Simulationszeitraums, unterschätzt aber die Werte ab 1996:Q3 bis 1998:Q1. Gegen Ende des Simulationszeitraums tendiert das Modell zu einer Überschätzung. Die Tiefpunkte in 2000 werden in der VAR-Simulation nicht abgebildet.

Insgesamt zeigt sich das VEC-Modell dem VAR-Modell überlegen. Eine statische Analyse, bei der die Vergangenheit der simulierten P5-Werte nicht aus den aktuellen Werten besteht – das Vorgehen, welches bei einer 1-period-ahead-forecast gewählt würde – zeigt, dass die Summe der quadrierten Abweichungen der simulierten zu den aktuellen Werten im Fall des VAR-Modells mit 4.219925 klar höher ausfällt als die entsprechende Summe des VEC-Modells mit 3.009188.

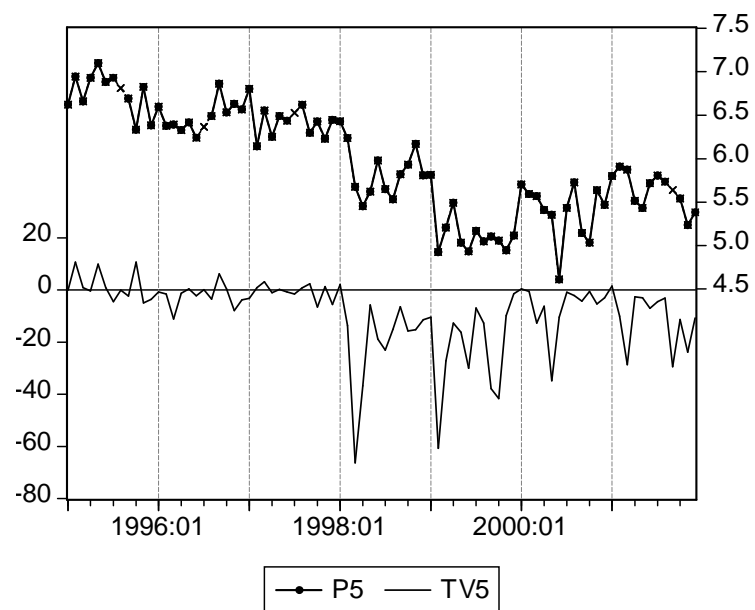


Abbildung 7.17: P5 gegen TV5

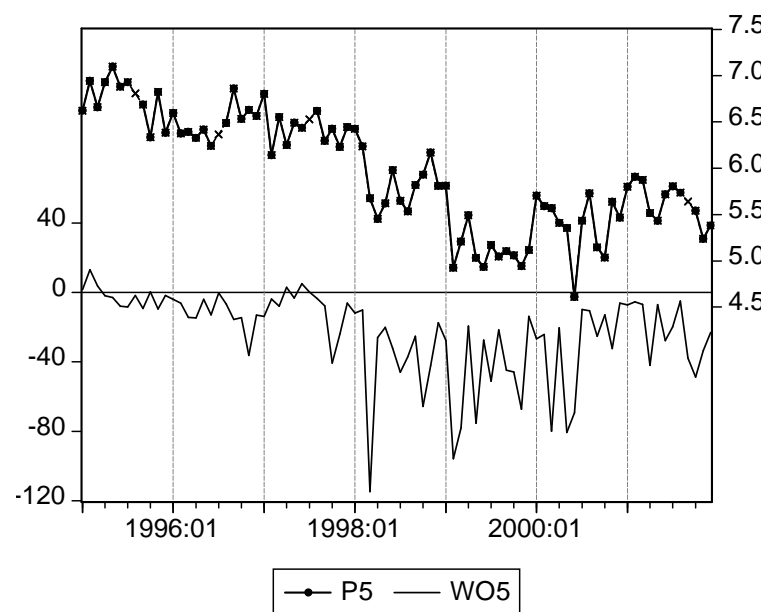
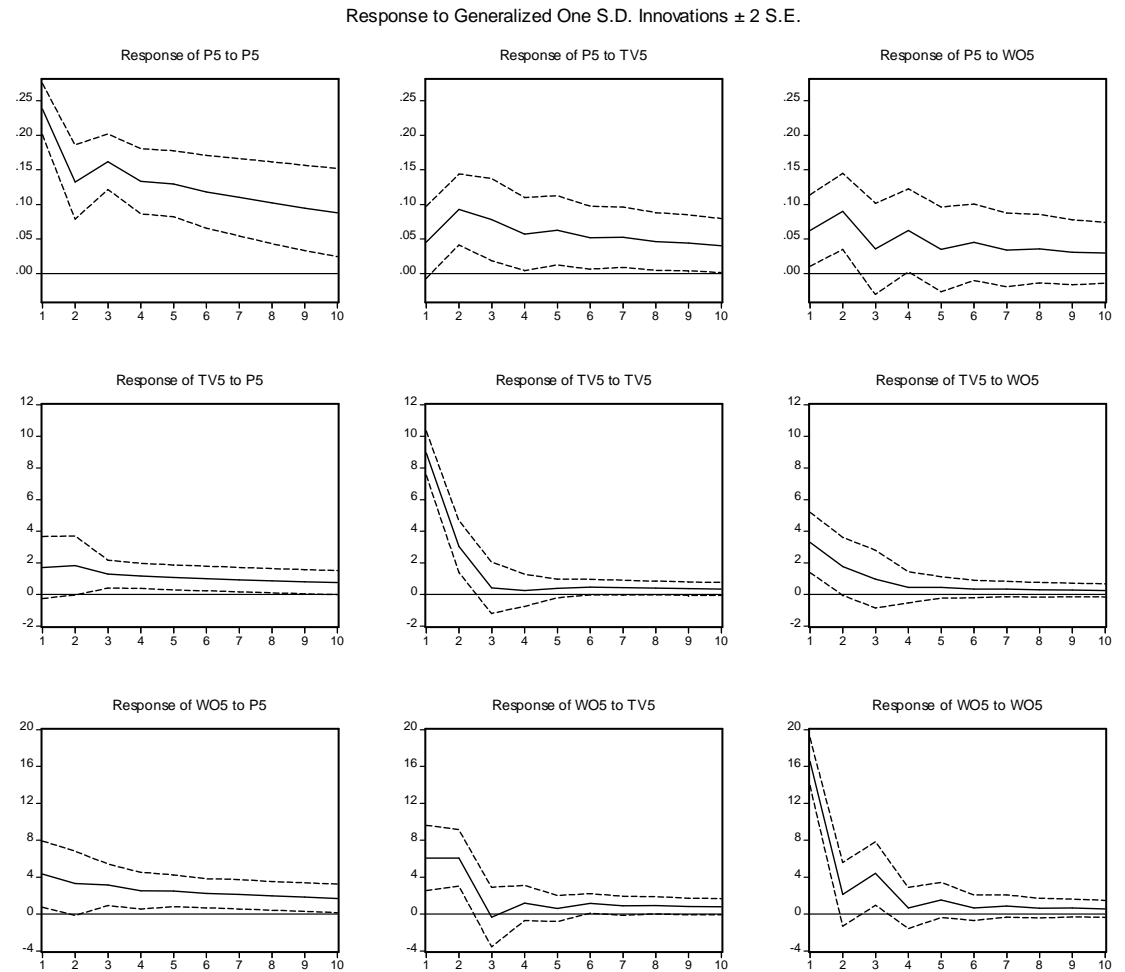


Abbildung 7.18: P5 gegen WO5

VAR-Estimates
Sample: 1995:03 2001:1
Obs: 82

	P5	TV5	WO5
P5(-1)	0.4670 0.000	5.0351 0.208	9.9694 0.178
P5(-2)	0.3887 0.000	0.5598 0.873	2.5894 0.689
TV5(-1)	0.0063 0.032	0.2943 0.009	0.6570 0.002
TV5(-2)	0.0000 0.989	-0.1430 0.212	-0.5128 0.017
WO5(-1)	0.0024 0.163	0.0297 0.646	-0.0393 0.742
WO5(-2)	-0.0028 0.102	0.0220 0.734	0.2390 0.049
C	0.8978 0.041	-38.4337 0.020	-90.8168 0.003
DTR	-0.7081 0.000	-55.0168 0.000	-81.9544 0.000
R2	0.8600950	0.6148306	0.5911525
adj. R2	0.8468608	0.5783956	0.5524778
mean dep.	5.9388204	-9.0030951	-23.946573
s.d. dep.	0.6077796	13.767606	24.714962
s.e. eq.	0.2378424	8.9394533	16.533594

Tabelle 7.16: VAR-Schätzungen für P5, TV5 und WO5



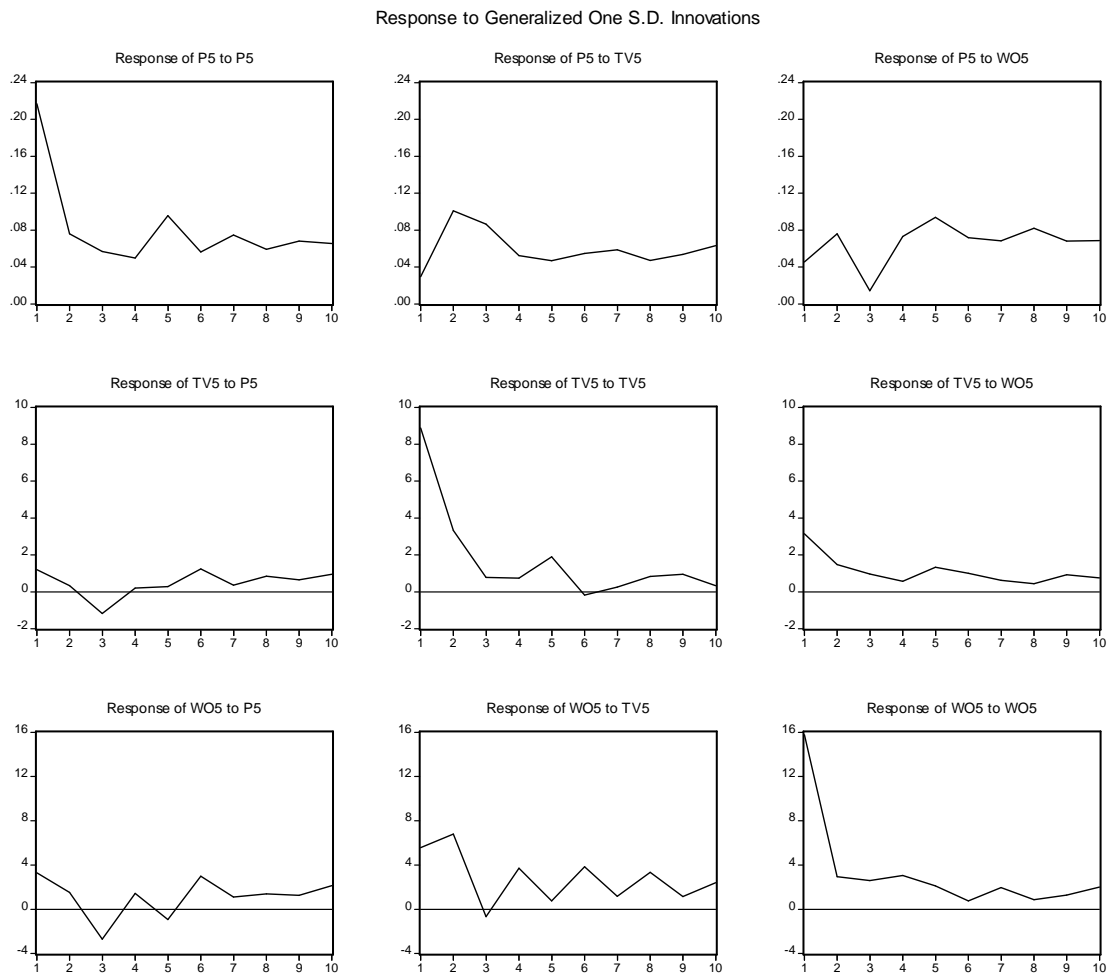
Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.19: Impulse-Response-Funktionen für P5, TV5 und WO5 aus VAR

VEC-Estimates
Sample: 1995:06 2001:12
Obs: 79

	CointEq1	CointEq2	
P5(-1)	1.000000	1.000000	
TV5(-1)	-0.090231 0.000	0.000000	
W05(-1)	0.000000	-0.040122 0.000	
C	-6.600278 0.000	-6.778517 0.000	
	D(P5)	D(TV5)	D(W05)
CointEq1	-0.036725 0.561	7.916195 0.003	-8.633716 0.064
CointEq2	-0.147936 0.093	-3.838370 0.285	17.66660 0.007
D(P5(-1))	-0.549841 0.000	-4.912504 0.285	-6.614913 0.417
D(P5(-2))	-0.385155 0.003	-11.23213 0.031	-21.88240 0.018
D(P5(-3))	-0.228789 0.062	-6.489605 0.193	-10.88731 0.219
D(P5(-4))	-0.024480 0.807	-6.329812 0.126	-17.50557 0.019
D(TV5(-1))	0.005753 0.275	0.076607 0.722	-0.043103 0.910
D(TV5(-2))	0.008506 0.074	0.004748 0.980	-0.536237 0.120
D(TV5(-3))	0.008183 0.047	0.102027 0.540	-0.116098 0.694
D(TV5(-4))	0.001596 0.618	0.254861 0.055	-0.276744 0.237
D(W05(-1))	-0.003690 0.265	-0.130437 0.336	-0.257052 0.286
D(W05(-2))	-0.006351 0.040	-0.071661 0.565	-0.037167 0.866
D(W05(-3))	-0.003822 0.176	-0.067985 0.555	0.067889 0.740
D(W05(-4))	-0.000218 0.907	-0.060416 0.428	0.105115 0.437
DTR	-0.635303 0.000	-54.95652 0.000	-83.63011 0.000
R2	0.585191	0.705780	0.757313
adj. R2	0.494452	0.641420	0.704226
s.e. eq.	0.216849	8.881439	15.77197
mean dep.	-0.021702	-0.260646	-0.256203
s.d. dep.	0.304984	14.83167	29.00050

Tabelle 7.17: ECM-Schätzungen für P5, TV5 und W05



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.20: Impulse-Response-Funktionen für P5, TV5 und WO5 aus VEC

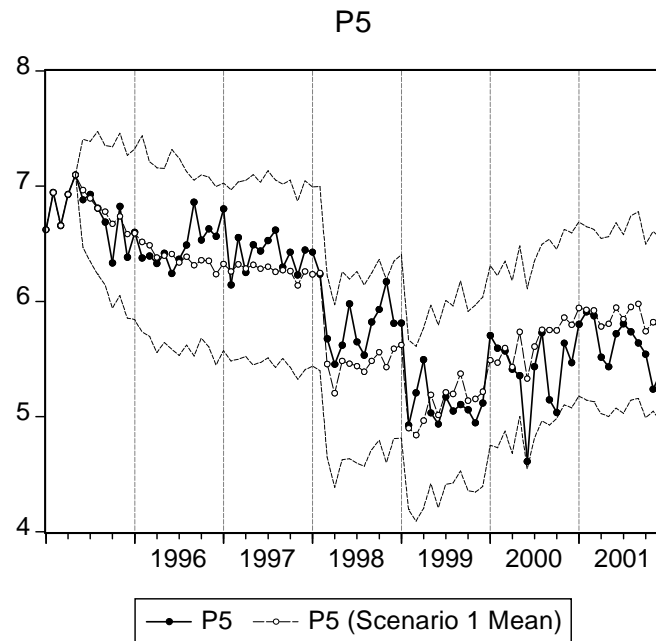


Abbildung 7.21: Simulation von P5 aus VAR-Modell

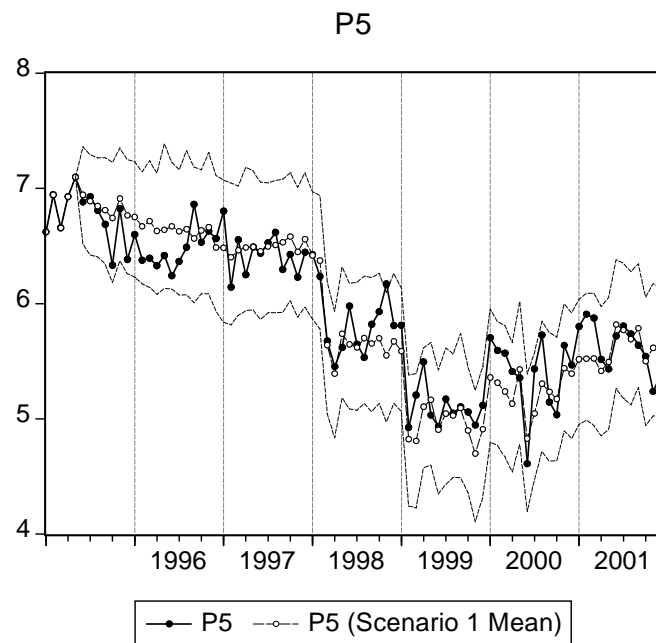


Abbildung 7.22: Simulation von P5 aus VEC-Modell

7.8 PDS

7.8.1 Beschreibung

Die PDS unterscheidet sich von den anderen fünf Parteien in zweierlei Hinsicht. Zunächst ist das Niveau der Umfrageergebnisse deutlich unterhalb der Niveaus der anderen Parteien; bewegen sich letztere in einem Band zwischen 5 und 8, bewegt sich die Reihe der Umfragewerte der PDS, P6, in einem Band zwischen 3 und 4. Es sei daran erinnert, dass es sich bei den Befragten jeweils um eine Stichprobe aus der westdeutschen Grundgesamtheit handelt. Zweitens ist insbesondere die TV-Berichterstattung weniger von Trends als von einzelnen herausstechenden Ereignissen geprägt. Weiterhin scheint die Berichterstattung über die PDS sehr deutlich von Ereignissen um einzelne auffällige Politiker der Partei, insbesondere Gregor Gysi, dominiert zu sein. So ist der Einbruch in 1997:1 dem Parteitag und dem Rücktritt des Vorstandes um Gysi, der Einbruch 1998:5 der Stasi-Affäre um Gysi und der Einbruch 2000:4 dem Rücktritt Gysi als Parteivorsitzender zuzuordnen.

```
stats for      tv6
=====
Mean:      -2.2483833
S.D.:      6.5693631
Min:       -30.232300
Max:       15.412800
Obs:       84
```

(a) Statistiken

```
cor[P6,tv6(i)]
=====
i          r      p-Val
-3         0.036    0.746
-2         0.012    0.916
-1        -0.187    0.090
0         -0.249    0.022
1         -0.325    0.003
2         -0.301    0.006
3         -0.362    0.001
```

(b) Kreuzkorrelationen

```
Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order    Wald    p(F)    p(X2)
1 P6         6.337   0.014   0.012
   tv6       0.198   0.658   0.656
2 P6         5.860   0.059   0.053
   tv6       7.771   0.025   0.021
3 P6         9.586   0.028   0.022
   tv6       8.201   0.050   0.042
```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.18: Statistiken P6/TV6

```
stats for      wo6
=====
Mean:      -6.1024405
S.D.:      7.9291013
Min:       -31.717000
Max:       7.8050000
Obs:       84
```

(a) Statistiken

```
cor[P6,wo6(i)]
=====
i          r      p-Val
-3        -0.116    0.304
-2        -0.078    0.485
-1        -0.219    0.047
0         -0.235    0.032
1         -0.395    0.000
2         -0.312    0.004
3         -0.374    0.001
```

(b) Kreuzkorrelationen

```
Granger Causality Test
(Joint significance Wald-Test)
=====
lag-order    Wald    p(F)    p(X2)
1 P6        13.037   0.001   0.000
   wo6       0.095   0.759   0.758
2 P6        10.147   0.009   0.006
   wo6       4.940   0.091   0.085
3 P6        11.443   0.013   0.010
   wo6       7.155   0.076   0.067
```

(c) Grangerkausalität

Tabelle 7.19: Statistiken P6/WO6

7.8.2 Korrelation

Tabelle 7.18(b) und 7.19(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen P6 und TV6 bzw. P6 und WO6. Deutlich sind negative Korrelationen zwischen P6 und Leads der Medienreihen zu erkennen. Eine gestiegene Meinung über die PDS sorgt also – kausal interpretiert – für eine negativere Berichterstattung und umgekehrt. Über die Plausibilität dieser Interpretation soll hier nicht weiter spekuliert werden. Es ist aber offensichtlich, dass aufgrund des speziellen Status der PDS in den alten Bundesländern hier im Vergleich zu den anderen 5 Parteien abweichende Gesetzmäßigkeiten gelten.

7.8.3 Grangerkausalität

Tabellen 7.18(c) und 7.19(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen P6 und TV6 bzw. P6 und WO6. Bei den Spezifikationen mit einem Lag sind die Medien jeweils nicht grangerkausal zu P6. P6 ist signifikant bzw. hochsignifikant grangerkausal zu TV6 bzw. WO6. In allen anderen Fällen herrschen Feedbackbeziehungen. Über die Vorzeichen dieser Beziehungen kann im Rahmen dieser Tests nichts ausgesagt werden, es ist aber aufgrund der Ergebnisse in Abschnitt 7.8.2 zu vermuten, dass hier zum Teil Beziehungen mit entgegengesetztem Vorzeichen vorliegen.

7.8.4 VAR-Schätzung

Zur weiteren Analyse wurde ein trivariates VAR spezifiziert. Tests ergaben eine optimale Lag-Länge von 2 Lags. Dummies wurden nicht eingepasst. Tabelle 7.20 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.

In der ersten Gleichung ist neben dem ersten Lag von P6 (und der Konstanten) nur Lag 2 von TV6 signifikant. Das Vorzeichen dieses Koeffizienten besitzt die übliche positive Richtung. Das \bar{R}^2 von 0,67 bedeutet ohne die Einpassung von Dummies noch eine akzeptable erklärte Varianz. Allerdings ergibt die einfache Regression von P6 auf eine Konstante und P6(-1) bereits ein \bar{R}^2 von 0,66, so dass durch die zusätzlichen Variablen nur eine marginale Verbesserung erreicht werden kann. TV6 und WO6 werden kaum erklärt; gerade in diesen beiden Fällen wäre mit zusätzlichen Dummies eine erhebliche Verbesserung zu erreichen. Die beiden Lags von P6 sind in der zweiten und dritten Gleichung jeweils gemeinsam signifikant. Zudem können wieder die unüblichen negativen Vorzeichen vor den Koeffizienten beobachtet werden.

Aufgrund der zahlreichen Ausreißer fallen die üblichen Tests auf serielle Korrelation und multivariater Normalverteilung der Residuen sämtlich unbefriedigend aus.

Abbildung 7.25 zeigt die Impulse-Response-Funktionen für das System. Hier bestätigen sich die Beobachtungen noch einmal. Effekte von TV6 oder WO6-Schocks auf P6 liegen offensichtlich nicht vor. In der mittleren Frist ist ein marginal negativer Einfluss von (positiven) P6-Schocks auf TV6 und WO6 zu erkennen. Wechselwirkungen zwischen den TV6 und WO6 sind ebenfalls schwach. Darüber hinaus sind auch die kontemporären Korrelationen zwischen den P6- und den TV6- bzw. WO6-Residuen nahe 0.

Insgesamt können keine Medienwirkungen festgestellt werden. Allenfalls ist ein marginaler inverser Effekt von der Umfragemeinung auf die Medienberichterstattung zu konstatieren.

7.8.5 Modell-Simulation

Aus dem VAR aus Abschnitt 7.8.4 wurde ein Modell gebildet. Für die Simulation wurden die Variablen TV6 und WO6 als exogen behandelt. Das für die Simulation resultierende Modell lautet:

$$p6 = c(1) * p6(-1) + c(2) * p6(-2) + c(3) * tv6(-1) + c(4) * tv6(-2) + c(5) * wo6(-1) + c(6) * wo6(-2) + c(7)$$

$$c(1) = 0.8387288$$

$$c(2) = 0.0124529$$

$$c(3) = 0.0013808$$

$$c(4) = 0.0069011$$

$$c(5) = -0.0030050$$

$$c(6) = 0.0021832$$

$$c(7) = 0.5068468$$

$$\text{Estimated S.E.} = 0.1646559$$

Die Ergebnisse der Simulation mit 1000 Wiederholungen ist in Abbildung 7.26 dargestellt. Die aktuelle Reihe, die nur geringen Niveauschwankungen unterworfen ist, kann im Großen und Ganzen recht gut prognostiziert werden. Im Jahr 1998 unterschätzen, in den Jahren 1999 und 2000 überschätzen die simulierten Werte die tatsächlichen etwas.

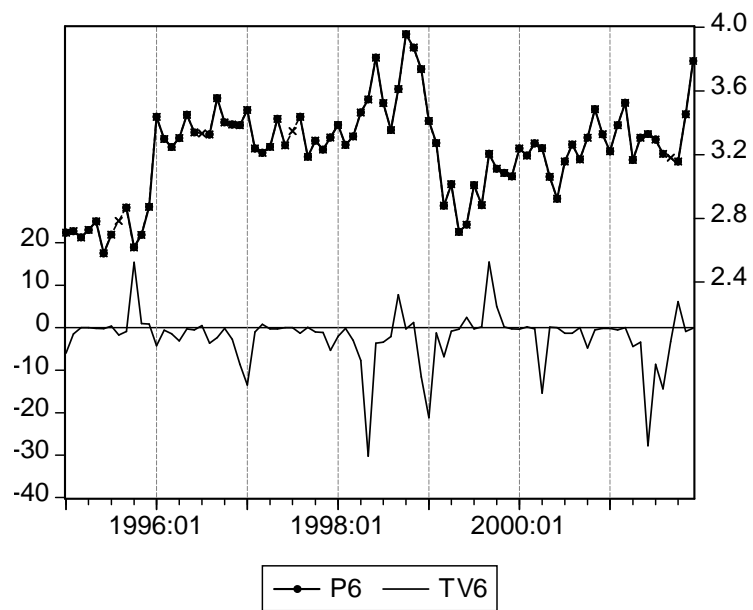


Abbildung 7.23: P6 gegen TV6

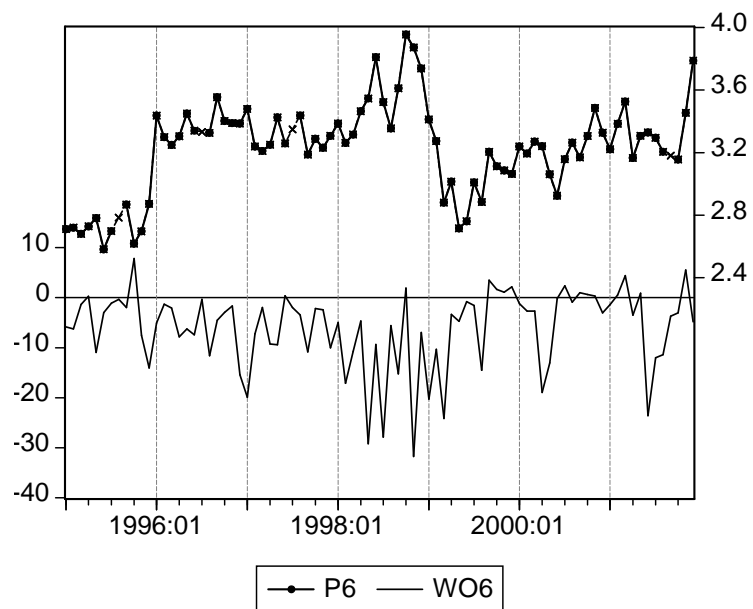


Abbildung 7.24: P6 gegen WO6

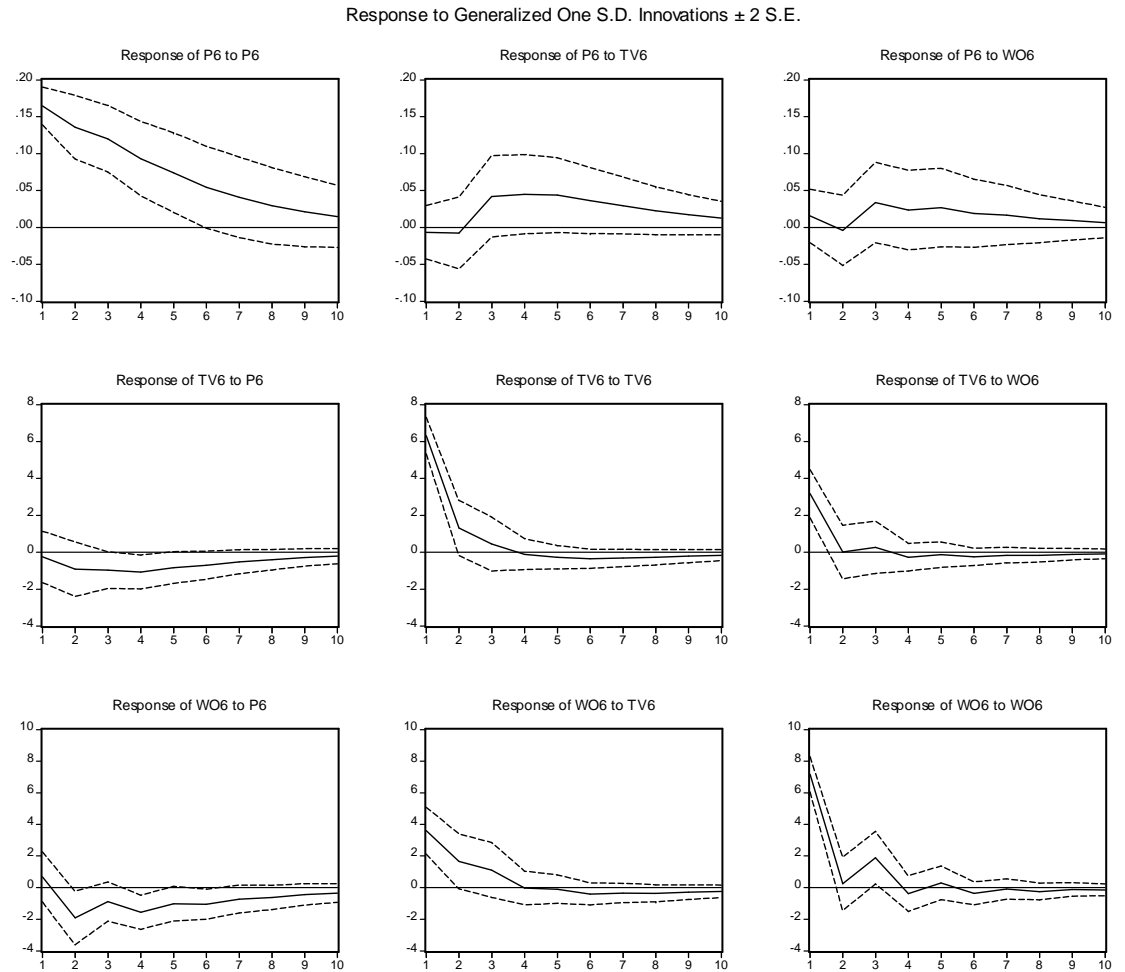
VAR-Estimates

Sample: 1995:03 2001:1

Obs: 82

	P6	TV6	WO6
P6(-1)	0.8387 0.000	-4.7710 0.284	-10.8843 0.033
P6(-2)	0.0125 0.917	-1.8751 0.682	3.3144 0.523
TV6(-1)	0.0014 0.692	0.2616 0.054	0.2920 0.058
TV6(-2)	0.0069 0.056	0.0155 0.910	-0.0246 0.874
WO6(-1)	-0.0030 0.316	-0.1044 0.364	-0.0727 0.577
WO6(-2)	0.0022 0.455	0.0346 0.757	0.2633 0.041
C	0.5068 0.032	19.3847 0.032	20.1178 0.050
R2	0.6948155	0.1587034	0.2613894
adj. R2	0.6704008	0.0913997	0.2023005
mean dep.	3.2354710	-2.2115744	-6.1037927
s.d. dep.	0.2868034	6.6361962	8.0263288
s.e. eq.	0.1646559	6.3256574	7.1686371

Tabelle 7.20: VAR-Schätzungen für P6, TV6 und WO6



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 7.25: Impulse-Response-Funktionen für P6, TV6 und WO6

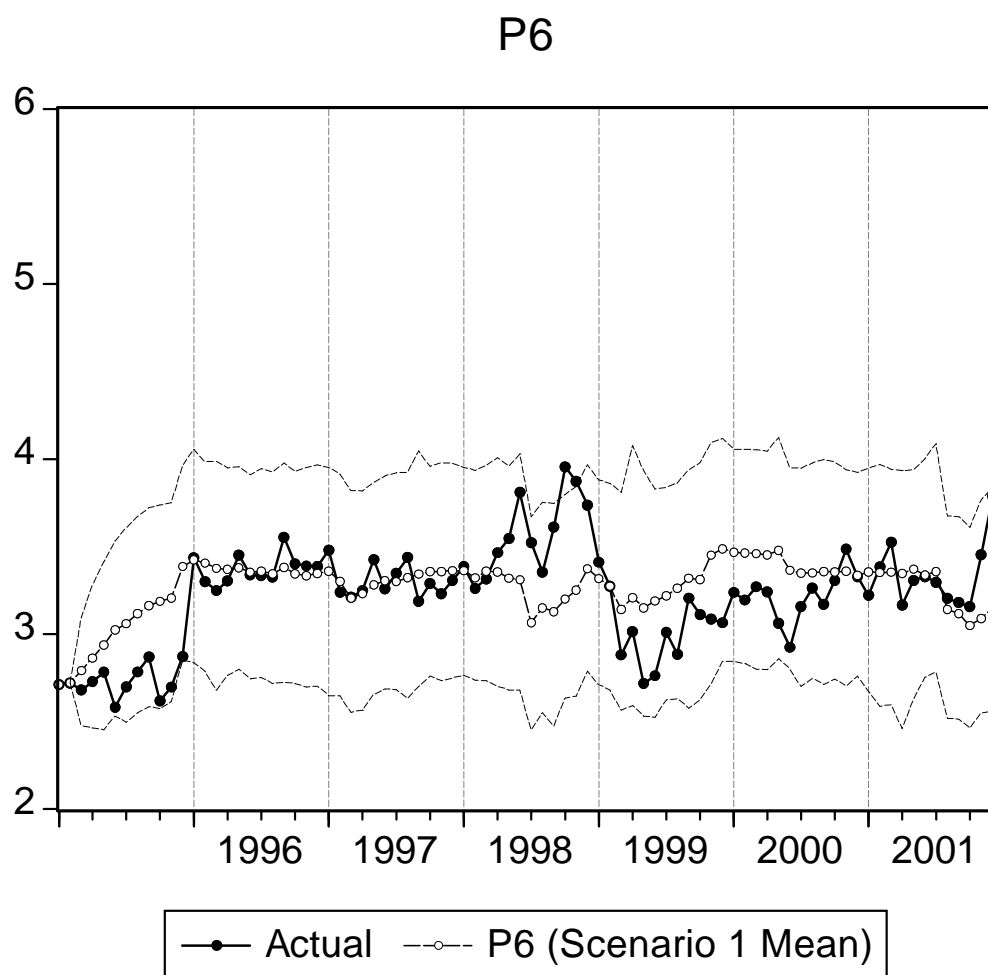


Abbildung 7.26: Simulation von P6

7.9 Ein integriertes Modell der Parteienbeliebtheit

Die Analysen in den vorangegangenen Abschnitten hatten bezüglich der Prognosegüte der Modelle gemischte Ergebnisse gezeigt: Während die Simulation der Reihen P1 und P2 (SPD und CDU) von der Schwäche gekennzeichnet waren, dass einige wichtige strukturelle Eigenschaften der aktuellen Reihen durch die Simulationen nicht aufgedeckt wurden, wurden die Reihen P4 und P5 (FDP und Bündnis 90/Die Grünen) in ihren Merkmalen gut simuliert. Im Folgenden wurde überprüft, ob sich durch die integrierte Betrachtung der Reihen P1, P2, P4 und P5 und den dazu gehörenden entsprechenden TV- und WO-Reihen Gütegewinne erzielen lassen.

7.9.1 VAR-Schätzung

Es wurde ein 12-variables VAR mit einem Lag und den Dummies D2SKAN und DTR spezifiziert. Zur Definition der Dummies siehe 7.4.4 und 7.7.4. Die Laglänge wurde angesichts von zu schätzenden 12 Koeffizienten pro Lag auf 1 gesetzt. Tabelle 7.21 zeigt die Ergebnisse der LS-Schätzungen für P1, P2, P4 und P5. Auf die Interpretation der Koeffizienten sei hier aufgrund der hohen geschätzten Standardabweichungen der Einzelkoeffizienten verzichtet. Die \bar{R}^2 -Werte bewegen sich zwischen 0,62 und 0,82. Für das Subsystem aus den ersten 4 Gleichungen signalisieren die Tests auf serielle Korrelation der Residuen und multivariate Normalverteilung keine Probleme.

7.9.2 Modell-Simulation

Abbildung 7.27 fasst noch einmal die Ergebnisse aus den Simulationen der Einzelmodelle zusammen, Abbildung 7.28 zeigt die Simulation des Gesamtmodells.

Deutlich ist für die Reihen P1, P2 und P4 der viel bessere Fit, bei P5 der etwas schlechtere Fit des integrierten Modells zu erkennen:

- Bei P1 wird der Abschwung in 1995, der Aufschwung 1998 und der Abschwung 1999 von dem Gesamtmodell zwar nicht im Ausmaß der tatsächlichen Werte, aber deutlich ausgeprägter als vom Einzelmodell getroffen.
- Bei P2 wird der v-förmige Verlauf bis Ende 1999 vom Gesamtmodell recht exakt nachvollzogen. Gegen Ende neigt das Gesamtmodell aber zu einer leichten Überschätzung der tatsächlichen Werte.
- Bei P4 werden sowohl der Abschwung Ende 1995 als auch der Abschwung 1999 vom Gesamtmodell erfasst. Das Einzelmodell spürt diese Stellen nicht auf. Die Unterschätzung des tatsächlichen Werte gegen Ende des Simulationszeitraums fällt beim Gesamtmodell niedriger aus als beim Einzelmodell.
- Bei P5 unterschätzt das Gesamtmodell am Anfang des Untersuchungszeitraums, während es am Ende besser trifft als das Einzelmodell. In der mittleren Phase halten sich die Modelle die Waage.

Tabellen 7.22 und 7.23 zeigen einige Kennwerte der quadrierten Abweichung der simulierten von den tatsächlichen Werten für die Einzelmodelle bzw. das Gesamtmodell. Während die Summe der quadrierten

Abweichungen in den Einzelmodellen für P1, P2 und P4 ca. 13, 12 und 11 Punkte beträgt, sind die entsprechenden Werte für das Gesamtmodell mit 10, 9 und 7 deutlich besser. Die entsprechenden Werte für die Simulation von P5 sind mit jeweils 7 gleichwertig. Auch in Bezug auf die maximalen quadrierten Abweichungen ist die Performance des Gesamtmodells deutlich besser.

VAR-Estimates				
Sample: 1995:02 2001:1				
Obs: 83				
=====				
	P1	P2	P4	P5
=====				
P1(-1)	0.6847 0.000	0.0580 0.509	0.0018 0.984	-0.0261 0.771
P2(-1)	-0.0814 0.402	0.6760 0.000	-0.1258 0.157	-0.0239 0.785
P4(-1)	-0.0893 0.402	-0.1854 0.052	0.5558 0.000	-0.1651 0.089
P5(-1)	-0.1414 0.107	-0.0965 0.213	-0.2685 0.001	0.7027 0.000
TV1(-1)	0.0047 0.080	-0.0038 0.112	0.0003 0.888	0.0010 0.675
TV2(-1)	0.0035 0.157	0.0069 0.002	0.0032 0.150	0.0025 0.264
TV4(-1)	-0.0034 0.471	-0.0025 0.540	0.0105 0.015	-0.0008 0.841
TV5(-1)	-0.0021 0.584	-0.0043 0.204	-0.0024 0.492	0.0058 0.089
W01(-1)	-0.0003 0.893	0.0032 0.160	0.0027 0.242	0.0002 0.937
W02(-1)	-0.0031 0.188	-0.0032 0.132	-0.0022 0.296	-0.0012 0.559
W04(-1)	0.0003 0.938	0.0103 0.010	-0.0001 0.974	-0.0011 0.777
W05(-1)	0.0038 0.091	0.0036 0.069	0.0047 0.020	0.0017 0.401
C	4.1768 0.000	3.4742 0.001	5.0516 0.000	3.1057 0.003
D2SKAN	0.3883 0.242	-0.6743 0.024	0.1521 0.613	0.3081 0.304
DTR	0.1446 0.504	-0.0540 0.778	-0.2399 0.226	-0.7679 0.000
=====				
R2	0.6849727	0.8033998	0.7810600	0.8520765
adj. R2	0.6201141	0.7629233	0.7359842	0.8216216
mean dep.	7.2003180	6.4539799	5.4498879	5.9509322
s.d. dep.	0.4655994	0.5225207	0.5086632	0.6140577
s.e. eq.	0.2869717	0.2544181	0.2613637	0.2593465

Tabelle 7.21: VAR-Schätzungen eines Gesamtmodells

Squared Deviations				
	DEV11	DEV21	DEV41	DEV51
Mean	0.150207	0.145959	0.132189	0.083154
Median	0.038633	0.055109	0.060943	0.029546
Maximum	1.188125	1.092047	0.692886	0.640757
Minimum	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Std. Dev.	0.242547	0.201017	0.155498	0.119486
Sum	12.61739	12.26056	11.10390	6.984937
Observations	84	84	84	84

$$\text{DEV}_{i1} = (P_i - \tilde{P}_{i1})^2$$

P_i : Aktuelle Werte, \tilde{P}_{i1} : Simulierte Werte aus den Einzelmodellen

Tabelle 7.22: Quadrierte Abweichungen der Einzelmodelle

Squared Deviations				
	DEV12	DEV22	DEV42	DEV52
Mean	0.118844	0.106881	0.078502	0.084338
Median	0.031163	0.073070	0.035559	0.028143
Maximum	0.933623	0.658820	0.469091	0.657121
Minimum	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Std. Dev.	0.204168	0.127381	0.099398	0.122145
Sum	9.982859	8.977987	6.594175	7.084382
Observations	84	84	84	84

$$\text{DEV}_{i2} = (P_i - \tilde{P}_{i2})^2$$

P_i : Aktuelle Werte, \tilde{P}_{i2} : Simulierte Werte aus dem Gesamtmodell

Tabelle 7.23: Quadrierte Abweichungen des Gesamtmodells

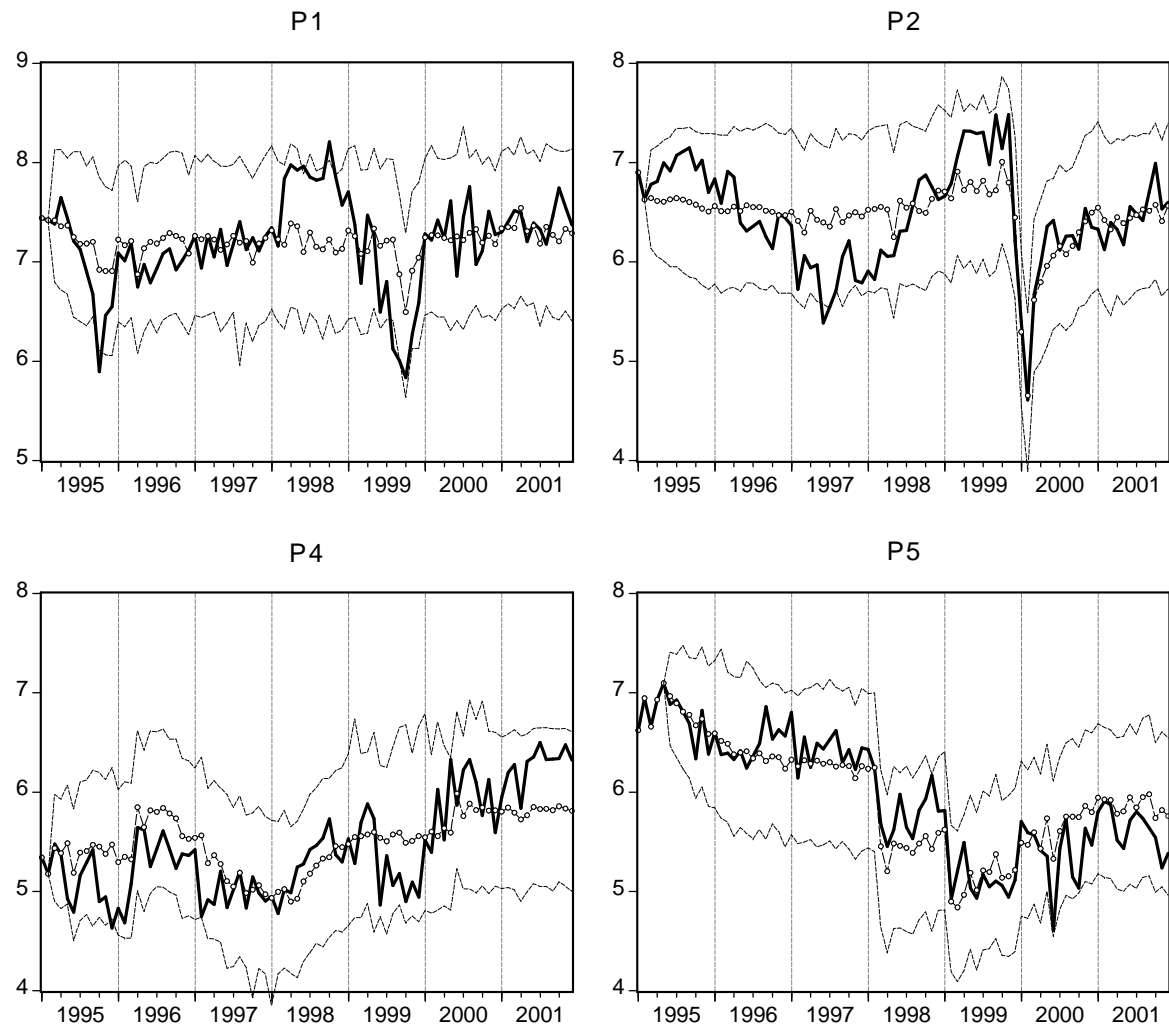


Abbildung 7.27: Simulationen der Einzelmodelle

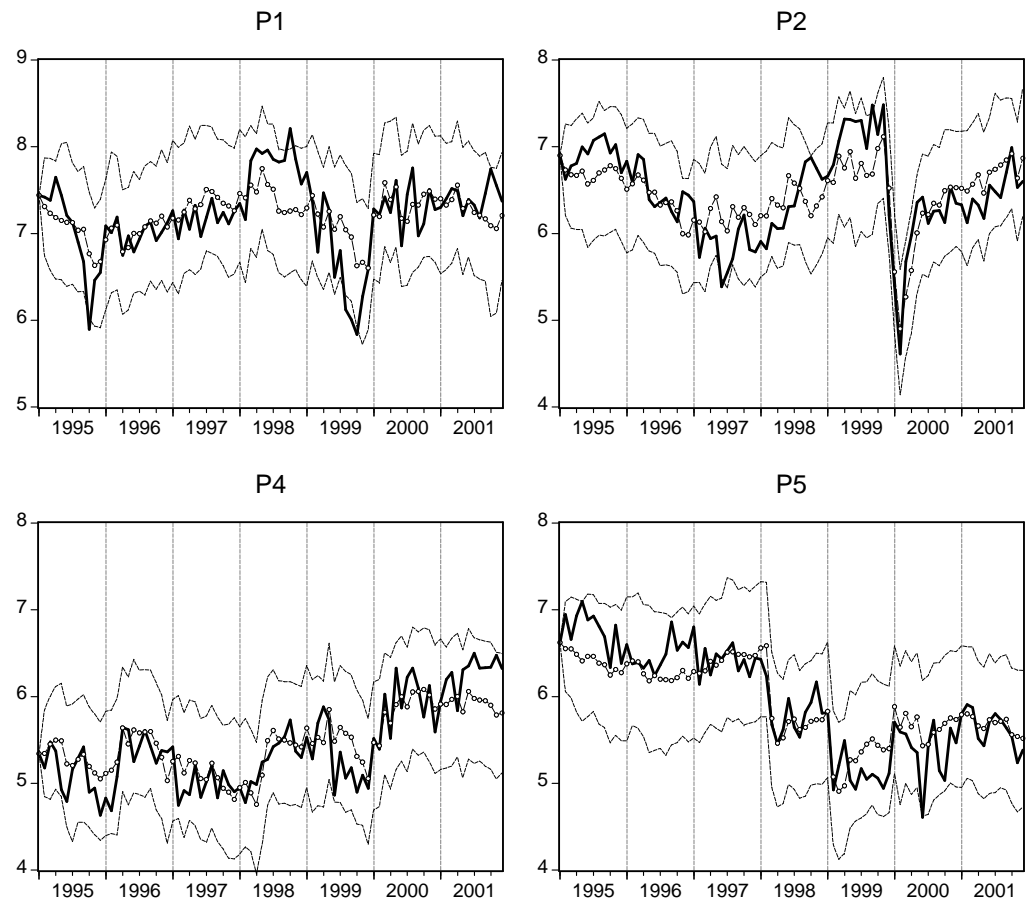


Abbildung 7.28: Simulation eines integrierten Modells

7.10 Schätzung eines Paneldatenmodells

In einem letzten Analyseschritt soll versucht werden, die strukturellen Parameter der Wechselwirkung zwischen Medien und Umfragemeinung unter dem Prinzip der Modell-Sparsamkeit (*parsimony*) aufzudecken. Das Interesse soll dabei in der Erklärung der Meinungswerte liegen. Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass die VAR-Schätzungen für die Variablen P1, P2, P4 und P5 (SPD, CDU, FDP und B90/Die Grünen) ähnliche Koeffizientenschätzungen und Impulse-Response-Funktionen ergaben (siehe Abschnitte 7.3.4, 7.4.4, 7.6.4 und 7.7.4), wurden aus dem Panel die Reihen P3 (CSU) und P6 (PDS) ausgeschlossen. In diesen Fällen scheinen doch die jeweiligen Besonderheiten der Parteien zu unterschiedlichen strukturellen Parametern zu führen.

In den einzelnen VAR-Modellen war jeweils eine Lag-Länge von 2 optimal. In einer vorläufigen Schätzung des Paneldatenmodells ergab sich die einzelne und gemeinsame Insignifikanz der Koeffizienten verzögerter WO-Reihen. Die zusätzliche Hereinnahme von TV(-3) ergab eine signifikant von 0 verschiedene Koeffizientenschätzung. Der Dummy DTR, der die Querelen um Trittin indiziert, erwies sich nur in der Gleichung für P5 (B90/Die Grünen) als signifikant und wurde deshalb ebenfalls eliminiert. Der Dummy D2SKAN erwies sich in allen Gleichungen als signifikant. Die Schätzung des finalen Modells ist in Tabelle 7.24 dargestellt.

Dependent Variable: P?			
Method: Seemingly Unrelated Regression			
Sample: 1995:04 2001:12			
Included observations: 81			
Number of cross-sections used: 4			
Total panel (balanced) observations: 324			
=====			
Variable	Coefficient	Prob.	
=====			
common coefficients			
P?(-1)	0.576321	0.0000	
P?(-2)	0.334111	0.0000	
TV?(-1)	0.005748	0.0000	
TV?(-2)	-0.002941	0.0001	
TV?(-3)	-0.001914	0.0056	
cross section specific coefficients			
1 D2SKAN	0.564596	0.0515	
2 D2SKAN	-0.900305	0.0003	
3 D2SKAN	0.440421	0.0995	
4 D2SKAN	0.488611	0.0634	
1 C	0.649821		
2 C	0.602677		
4 C	0.502705		
5 C	0.514081		
=====			
Unweighted Statistics			
=====			
R-squared	0.901674		
Adjusted R-squared	0.897880		
S.E. of regression	0.267180		
Sum squared resid	22.20077		

Tabelle 7.24: Ergebnisse der Panel-SUR-Schätzung

Der Gesamtmultiplikator in Bezug auf verzögerte P-Werte ergibt sich zu zu 0,91, in Bezug auf verzöger-

te TV-Werte zu 0,001, was mit einer Wahrscheinlichkeit von 31% gleich 0 ist. Der Dummy für den CDU-Spendenskandal ist in allen Gleichungen signifikant, die Koeffizienten besitzen jeweils die erwarteten Vorzeichen: Positiv für P1, P4 und P5, negativ für P2.

Insgesamt definieren die Parameter einen Prozess für die P-Reihen, welcher sich autoregressiv langsam seinem langfristigen Gleichgewichtszustand annähert. Positive Reaktionen auf TV-Schocks finden mit einer Periode Verzögerung statt, in den Folgeperioden $t = 2$ und $t = 3$ findet eine Gegenbewegung statt, so dass das ursprüngliche Niveau wieder erreicht wird. Dies deckt sich in etwa mit den Impulse-Response-Funktionen für die Variablen P1, P2 und P5, wie sie in den Abbildungen 7.3, 7.7 und 7.19 dargestellt sind; auch dort nähert sich nach 3 Perioden (entspricht dort $t = 4$) das Konfidenzband jeweils wieder der Nulllinie oder schneidet sie.

7.11 Zusammenfassung

Die Analysen der vorangehenden Abschnitte lassen sich wie folgt zusammen fassen:

- Die Partei PDS scheint eine Sonderstellung einzunehmen. Hier verlaufen die Wechselwirkungen zum Teil konträr zu üblichen Vorstellungen: Meinung und Medien bilden möglicherweise ein inverses oder gar kein Verhältnis. Die folgenden allgemeinen Aussagen gelten daher jeweils nur bedingt für diesen Fall.
- Auch für die CSU sollte aufgrund ihrer regionalpolitischen Besonderheit eine Sonderstellung erwartet werden. Dies bestätigt sich in den Analysen aber nur insofern, dass die Wochenmedienberichterstattung keinen prägenden Einfluss auf die Meinung besitzt. Bezüglich der TV-Berichterstattung gelten aber die üblichen Zusammenhänge.
- Ein möglicherweise nicht zu vernachlässigender Teil der Dynamik findet kontemporär statt. Diese kontemporären kausalen Zusammenhänge können mit dem hier zur Verfügung stehenden Datenmaterial grundsätzlich nicht aufgedeckt werden, wenn nicht zusätzliche Annahmen über den zugrunde liegenden Prozess getroffen werden. Ökonometrisch bedeutet dies die Unmöglichkeit, aus dem reduzierten Modell $y_t = B_1 y_{t-1} + u_t$ auf die Parametermatrix A_0 des strukturellen Modells $y_t = A_0 y_t + A_1 y_{t-1} + \epsilon_t$ zurückzuschließen. Als Konsequenz leidet eine Analyse der Koeffizientenmatrix B_1 unter der wahrscheinlich falschen Restriktion $A_0 = 0$. Aus der geschätzten Varianz-Kovarianz-Matrix $\hat{\Sigma}(\epsilon)$ kann nicht auf A_0 geschlossen werden. Die generalisierte Dekomposition, wie sie bei der Impulse-Response-Analyse zum Einsatz kommt, verteilt die kausalen Gewichte gleichmäßig auf die kontemporären endogenen Variablen bzw. die Schocks in diesen.
- Trotz dieser Einschränkungen finden sich in Hinsicht auf mögliche Medienwirkungen gut interpretierbare Ergebnisse. Signifikante positive Korrelationen zeigen zunächst das generelle Vorliegen eines Zusammenhangs; die Struktur der Kreuzkorrelationen spricht in vielen Fällen für einen Vorlauf der TV-Reihen, mithin für die Möglichkeit eines einfachen Stimulus-Response-Mechanismus, und den

Gleichlauf oder Nachlauf der Wochenmedien; Grangerkausalitätstests zeichnen ein ähnliches Bild: TV verhält sich grangerkausal zu Meinung, zwischen Meinung und Wochenmedien herrschen Wechselwirkungen, keine Wirkungen oder unklare Wirkungen; die Analyse von VAR-Modellen ergibt stets die Feststellung, dass Schocks in Fernsehnachrichten die Meinung mehr beeinflussen als solche in Wochenmedien, deren Wirkung in einigen Fällen überhaupt unklar ist; Feedbackeffekte von der Meinung auf die Medien liegen nur teilweise vor und sind dann auch nur schwach ausgeprägt. Insgesamt ergibt sich ein Bild, bei dem TV-Medienwirkungen deutlich, Wochenmedienwirkungen und Feedbackeffekte undeutlich vorliegen.

- Die Höhe der TV-Medienwirkung im Folgemonat ist in den Fällen der großen Parteien mit ca. 0,15 Punkten für 18 zusätzliche bewertete Aussagen, im Fall der FDP mit 0,14, in den Fällen CSU und B90/Die Grünen mit 0,09 Punkten für ca. 9 zusätzliche bewertete Aussagen zu beziffern.
- Die optimale Wirkungsspanne der Medien beträgt bis auf wenige Ausnahmen bei den Wochenmedien 1 Monat. Die Wirkungsdauer beträgt im Wesentlichen ca. 3 Monate. Diese Aussage gilt mit den Einschränkungen, dass die Dauer im Fall der CSU nur ein Monat beträgt, dass sie bei der FDP deutlich länger ist. Außerdem lassen die Einzelanalysen den Schluss zu, dass ein marginaler Effekt noch deutlich länger andauern kann. Die Schätzung der gemeinsamen Strukturkoeffizienten ohne Berücksichtigung der kontemporären Kausalität ergibt aber deutlich eine maximale Wirkungsdauer von besagten 3 Monaten.
- Können die Zeitreihen als kointegriert aufgefasst werden – wie im Fall von B90/Die Grünen –, ergeben sich noch deutlicher die Anwesenheit von Medienwirkungen, welche in diesem Fall auch die Wochenmedien mit einbeziehen, und die Abwesenheit von Feedbackeffekten. Auch hier ist die maximale Medienwirkung im Folgemonat und eine Abnahme zum 3. Monat zu verzeichnen. Es liegt ein permanenter Effekt von ca. 0,06 Punkten für 9 zusätzliche bewertete Aussagen im Fall von TV-Medien und von ca. 0,07 Punkten für 16 zusätzliche bewertete Aussagen im Fall von Wochenmedien vor. Für diese Aussage kann aber keine statistische Absicherung angegeben werden.
- Die Simulationen der Einzelmodelle zeigen gemischte Resultate. Zwar ist die Anpassung der simulierten Reihen im Großen und Ganzen recht gut, es werden aber zum Teil wichtige systematische Bewegungen verpasst. Dies ändert sich bei einem Gesamtmodell, bei dem Wechselwirkungen zwischen den Meinungen zu den Parteien zugelassen werden. Dieses Modell trifft auch strukturelle Bewegungen gut.
- Ein Problem stellt nach wie vor die adäquate Behandlung von besonderen politischen Ereignissen, wie Skandale, Rücktritte und Krisen, dar. Hier muss jeweils relativ ad-hoc entschieden werden, an welchen Stellen Dummies in die Modelle eingefügt werden. Insbesondere bei Prognosen versagt dieser Ansatz dann weitgehend, da die jeweiligen Koeffizienten ja nur a posteriori aus dem realisierten Datenmaterial geschätzt werden können.

- Die gute Performance des Gesamtmodells gibt Anlass zu der Hoffnung, dass eine vollständig endogene Prognose in die Zukunft, also die Aufgabe der Behandlung der Medienreihen als exogen, zumindest in der kurzen bis mittleren Frist brauchbare Ergebnisse produziert. Ein Überprüfung dieser Hypothese wurde in dieser Arbeit nicht weiter verfolgt.

Kapitel 8

Medien und politische Probleme

Dieses Kapitel untersucht die Wechselwirkungen zwischen Medien und Bevölkerungsmeinung bei politischen Problemen. Politische Probleme in der hier verwendeten Definition umfassen alle Sachthemen, welche permanent oder temporär die kollektive Agenda der Gesellschaft beschäftigen. Für die Zwecke dieser Untersuchung konnten die Bereiche Innenpolitik, Gesellschaftspolitik, Außenpolitik und Wirtschaftspolitik ausgewertet werden.

8.1 Daten

8.1.1 Wählerbefragung

Zeitreihen zur Wichtigkeit von Problemen (*most important problems*, MIP) wurden aus den Datenbanken des Zentralarchivs für Empirische Sozialforschung mit den ZA-Nummern S3554, S3425, S3261, S3160, S3045, S2894 und S2765 gewonnen. Die typische Fragestellung bei der monatlichen Umfrage der Forschungsgruppe Wahlen lautete:

Was ist Ihrer Meinung nach gegenwärtig das wichtigste Problem in Deutschland?

Auf die Frage waren zwei Antworten möglich, so dass sich die Summe der Nennungen einschließlich fehlender Antworten auf 200% addieren. Im Folgenden werden die Reihen mit M1, M2 usw. (*most important problem*) bezeichnet. Da nicht für alle in den Umfragen erhobenen Sachthemen ausreichend Beobachtungen zur Verfügung standen oder aber keine korrespondierenden Daten der Medienberichterstattung vorlagen, erstreckt sich die Untersuchung auf eine Teilmenge.

Da in den Umfragen die Probanden nicht zu jedem Zeitpunkt zu allen Themen befragt worden waren, stellte sich die Frage, ob diese Zeitpunkte als fehlende Werte oder als 0-Werte behandelt werden sollten. Für die Behandlung als fehlende Werte spricht, dass hier eine Unterschätzung der Effekte verhindert wird, da ansonsten möglicherweise statt findender Berichterstattung fälschlicherweise keine Effekte zugewiesen werden. Für die Behandlung als 0-Werte spricht, dass die Interviewer in der Regel selbst Themen mit einer Präsenz von weit unter 1% in den Fragekatalog aufgenommen hatten, also fehlende Werte mit hoher Wahrscheinlichkeit tatsächlich Werte sehr nahe bei 0 repräsentieren, somit die Konfidenz der Aussagen verbessert werden kann.

Die optische Begutachtung der Materials sprach dafür, fehlende Werte in den meisten Fällen nicht als 0-Werte zu behandeln. Anders behandelt wurde das Problem M47 (BSE), da hier aufgrund fehlender öffentlicher Relevanz wohl tatsächlich 0-Werte vorgelegen haben dürften.

8.1.2 Medienberichterstattung

Aus den Daten des Medientenor wurden die Einträge auf Artikel- bzw. Beitragebene (Kopfbogen) ausgewertet. Hier wird vermerkt, welchem Themengebiet der überwiegende Teil des Artikels zuzuordnen ist. Eine Bewertung des Themas (positiver oder negativer Kontext) findet nicht statt. Daher wird allein die Dimension Ausmaß der Berichterstattung erfasst. Der Themenkatalog des Codebuchs Profilecodierung

deckt sich nicht vollständig mit dem Themen des Codebuchs der Forschungsgruppe Wahlen. Es wurden daher Themenmengen konstruiert, die sich am ehesten mit den Umfragethemen decken. Für das Thema Ruhe und Ordnung wurde als Pendant etwa eine Themenmenge konstruiert, die aus dem Komplex Kriminalität/Innere Sicherheit Unterthemen wie etwa Geheimdienstaktivitäten ausschloss.

Das Medienset TV bilden die Nachrichtenformate ARD Tagesthemen, ZDF Heute Journal, RTL Aktuell und Sat1 18:30. Das Medienset WO bilden die Zeitschriften Focus, Spiegel, Zeit und Rheinischer Merkur. Für die Analyse wurde das zirkulationsgewichtete Volumen der Berichterstattung herangezogen. Dies entspricht der gewichteten Anzahl der Artikel bzw. Beiträge im Monat. Im Folgenden werden die Reihen mit TV01, TV02 usw. bzw. WO01, WO02 usw. bezeichnet. Eine Besonderheit lag bei der Messung der außenpolitischen Inhalte bei Wochenmedien vor: Diese wurde nur erhoben, sofern ein eindeutiger Deutschlandbezug des Themas vorlag. Reine Auslandsthemen wurden nicht erfasst. Bei einigen Themen lagen deshalb keine Messdaten vor, bei anderen waren sie relativ zu anderen Themengebieten deutlich nach unten verzerrt.

8.2 Analysemethoden

In einigen Fällen – insbesondere bei wirtschaftlichen Themen, die in Kapitel 9 behandelt werden – wäre eine gleichzeitige Betrachtung von Umfrageergebnissen, Medienberichterstattung und realweltlichen Zeitreihen möglich. Auf die Probleme der Konstruktion realweltlicher Reihen in anderen Politikfeldern wurde in Abschnitt 3.1.3.2 hingewiesen. Der Ansatz, Realweltindikatoren in der Untersuchung zu berücksichtigen, wurde hier auf Grund der dort diskutierten forschungsökonomischen Gesichtspunkte nicht verfolgt. Selbst an den Stellen, wo eine Berücksichtigung minimale zusätzliche Kosten verursacht hätte (Inflation, Arbeitslosigkeit), wurde der bivariate Ansatz (Meinung – Medien) beibehalten, um die Konsistenz der Untersuchungen nicht zu gefährden.

Für die bivariaten Zusammenhänge reicht neben der grafischen Darstellung die Betrachtung von Kreuzkorrelationen aus, um die wesentlichen Zusammenhänge aufzuzeigen. Dabei gibt die zeitliche Struktur (Vor- oder Nachlauf) Hinweise auf mögliche kausale Zusammenhänge. Bei der Darstellung der Kreuzkorrelationen wurde der Lag bzw. Lead von TV bzw. WO markiert, der die maximale Korrelation mit der M-Reihe aufweist. Darüber hinaus wurde für jeden Lag bzw. Lead die durchschnittliche Korrelation \bar{r} über alle Themen berechnet. Dabei ist zu beachten, dass dieser Durchschnitt über die Fishers- z -transformierten Werte der Einzelkorrelationen ρ_j gebildet werden muss (vgl. Bortz (1993), S. 201f):

$$Z_j = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1 + \rho_j}{1 - \rho_j} \right) \quad (8.1)$$

und

$$\bar{Z} = \frac{\sum_j (T_j - 3) Z_j}{\sum_j (T_j - 3)} \quad (8.2)$$

Danach ergibt sich die durchschnittliche Korrelation als

$$\bar{r} = \frac{\exp(2\bar{Z}) - 1}{\exp(2\bar{Z}) + 1} \quad (8.3)$$

8.3 Deskriptive Analyse

Abbildungen 8.45 bis 8.20 zeigen die Entwicklung der Umfrageergebnisse gegen die Berichterstattung in den TV-Nachrichten und den Wochenmedien. Auf eine genaue qualitativ-historische Beschreibung der Reihen sei hier verzichtet. In den meisten Fällen ist es ohne weiteres möglich, den Ausschlägen in den Grafiken prägnante Ereignisse zuzuordnen.

8.3.1 Wirtschaftspolitik

Tabelle 8.1 zeigt einige statistische Kennwerte der Reihen M53 (Arbeitslosigkeit), M51 (Steuern), M52 (Wirtschaftslage), M55 (Verschuldung der öffentlichen Haushalte), M57 (Energiesteuern) und M60 (Streik/Löhne) und der dazu gehörenden Medienreihen TV und WO.

stats for	M53	M51	M52	M55	M57	M50	M56
Mean:	0.6892	0.0735	0.0728	0.0292	0.0292	0.0084	0.0006
S.D.:	0.1481	0.0331	0.0441	0.0202	0.0681	0.0070	0.0012
Min:	0.2984	0.0000	0.0205	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Max:	0.8983	0.1568	0.2275	0.1045	0.4777	0.0548	0.0068
Obs:	84	84	84	84	57	84	84

stats for	TV53	TV51	TV52	TV55	TV57	TV50	TV56
Mean:	28.783	22.529	8.7298	17.569	3.0000	24.739	2.9411
S.D.:	18.219	23.587	8.0904	22.347	6.5464	29.175	9.8933
Min:	4.1328	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Max:	98.748	95.810	49.539	99.882	35.346	140.94	82.193
Obs:	84	84	84	84	84	84	84

stats for	W053	W051	W052	W055	W057	W050	W056
Mean:	16.579	20.227	5.6659	8.3705	2.1186	5.1137	1.2689
S.D.:	8.2619	10.203	6.2735	6.5009	3.3890	5.3678	1.9230
Min:	2.4092	4.6420	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Max:	39.441	47.472	26.715	34.079	20.532	27.072	8.9032
Obs:	84	84	84	84	84	84	84

Tabelle 8.1: Statistiken MIP Wirtschaft

8.3.1.1 Arbeitslosigkeit (M53)

Abbildungen 8.1 und 8.1 zeigen M53 gegen TV53 bzw. W053 (Arbeitslosigkeit). Die Arbeitslosigkeit ist im gesamten Zeitraum das dominierende politische Problem. Im Durchschnitt geben 69% der Befragten Arbeitslosigkeit als eines der wichtigsten Probleme an. Die Besorgnis über das Thema sinkt nicht unter 30% und erreicht im Maximum 90%. Auch in der Wirtschaftsberichterstattung nimmt das Thema mit 29 bzw. 17 Beiträgen im Monat (TV bzw. WO), die sich in der Hauptsache mit dem Thema Arbeitslosigkeit befassen, einen prominenten Platz ein. In den Wochenmedien nimmt nur das Thema Steuerpolitik (M51)

noch mehr Raum ein.

8.3.1.2 Steuern (M51)

Abbildungen 8.3 und 8.4 zeigen M51 gegen TV51 bzw. WO51 (Steuern). Mit weitem Abstand zur Arbeitslosigkeit, nimmt das Thema Steuern innerhalb der Gruppe Wirtschaftspolitik den zweiten Rang nach Wichtigkeit ein. Im Schnitt 7% der Befragten geben die Steuern als eines der beiden wichtigsten Probleme an. In den Medien nimmt das Thema überproportional viel Platz ein. In den Wochenmedien (WO51) belegt es Rang 1, in den TV-Medien Rang 3. Insbesondere in den TV-Medien ist die Berichterstattung von einer hohen Fluktuation geprägt. Die Maximalwerte hier reichen mit 96 Beiträgen im Monat an die Berichterstattung über die Arbeitslosigkeit in Spitzenzeiten heran. In den Wochenmedien übertrifft die maximale Berichterstattung über Steuern (47 Artikel pro Monat) sogar die über das Thema Arbeitslosigkeit.

8.3.1.3 Wirtschaftslage (M52)

Abbildungen 8.5 und 8.6 zeigen M52 gegen TV52 bzw. WO52 (Wirtschaftslage). Das Thema liegt bei den Befragten nur knapp hinter dem Thema Steuern (ebenfalls 7%). Dabei verschwindet das Thema niemals ganz von der Agenda. Die Medien nähern sich dem Thema nur selten. Mit durchschnittlich 9 bzw. 6 Beiträgen pro Monat (TV bzw. WO) fällt das Thema klar hinter Arbeitslosigkeit und Steuern zurück. Allerdings ist deutlich sichtbar, dass das Thema erst seit 2001 relevant auf die gesellschaftliche Agenda gelangt ist. Berichterstattung und Wichtigkeit des Themas ziehen spürbar an. M52 erreicht Ende 2002 Werte um 20%, was deutlich über dem Durchschnitt liegt. Während das Thema aus den TV-Nachrichten in 2002 wieder etwas verschwunden ist, ist bei den Wochenmedien eine höhere Aufmerksamkeit zu erkennen.

8.3.1.4 Verschuldung (M55)

Abbildungen 8.5 und 8.6 zeigen M55 gegen TV55 bzw. WO55 (Verschuldung). Mit 3% sieht nur ein kleiner Teil der Befragten in der Staatsverschuldung ein gravierendes Problem. Der Spitzenwert übersteigt zu keiner Zeit 10%. Die TV-Medien berichten dessen ungeachtet im Schnitt mit 18 Beiträgen pro Monat fast zweimal so viel wie über die Wirtschaftslage. Auch die Wochenmedien behandeln das Thema mit 8 Beiträgen im Monat prominent. Noch deutlicher wird das Missverhältnis bei der Betrachtung der Maxima. Hier kommen die TV-Nachrichten mit 100 Beiträgen über die maximale Berichterstattung zum Thema Arbeitslosigkeit. Insbesondere in den Jahren 1996 und 1997 wurde das Thema offensichtlich zu einem großen Politikum gemacht, ohne dass die Umfragewerte dem gefolgt wären.

8.3.1.5 Energiesteuern (M57)

Abbildungen 8.9 und 8.10 zeigen M57 gegen TV57 bzw. WO57 (Energiesteuern). Hier ist insbesondere die Diskussion um die Ökosteuer erfasst, welche seit dem Regierungswechsel 1998 die Agenda erobert hat. Der

Verlauf der Reihen besitzt klaren Kampagnen- bzw. Skandalcharakter. Weitgehende Bedeutungslosigkeit die meiste Zeit über wird von kurzen Ausschlägen unterbrochen. Bei M57 erreichen die Ausschläge Werte bis 48%. Auch in der TV- und WO-Berichterstattung lassen sich diese Ausschläge klar identifizieren.

8.3.1.6 Streik/Löhne (M50)

Abbildungen 8.11 und 8.12 zeigen M50 gegen TV50 bzw. WO50 (Streik/Löhne). Das Thema besitzt kaum Relevanz für die öffentliche Meinung. Im Schnitt unter 1% geben das Thema als wichtigstes Problem an. Nur im Dezember 2001 wird ein Wert von 5% erreicht. Dagegen nehmen Tarifkonflikte in den Medien einen breiten Raum ein. In den TV-Nachrichten liegt der Schnitt mit 25 Beiträgen nur knapp unter der TV-Berichterstattung über Arbeitslosigkeit, das Maximum von 141 liegt 50% über dem des Themas Arbeitslosigkeit. In den Wochenmedien ist das Thema mit durchschnittlich 5 Artikeln weniger stark präsent.

8.3.1.7 Ladenschluss (M56)

Abbildungen 8.13 und 8.14 zeigen M56 gegen TV56 bzw. WO56 (Ladenschluss). Das Thema besitzt mit einem durchschnittlichen Wert von gerundet 0% überhaupt keine Bedeutung als wichtiges Problem im öffentlichen Diskurs. Auch in den Medien ist die durchschnittliche Bedeutung gering (3 Beiträge im Monat bei TV, 1 Artikel pro Monat bei den Wochenmedien). Allerdings ist auch hier wieder der kampagnenartige Verlauf festzustellen, insbesondere Mitte 1999. Hier berichtet das Fernsehen mit 82 Beiträgen, die Wochenmedien immerhin mit 9 Artikeln. Parallel dazu ist ein deutlicher Anstieg der Umfragewerte zu erkennen.

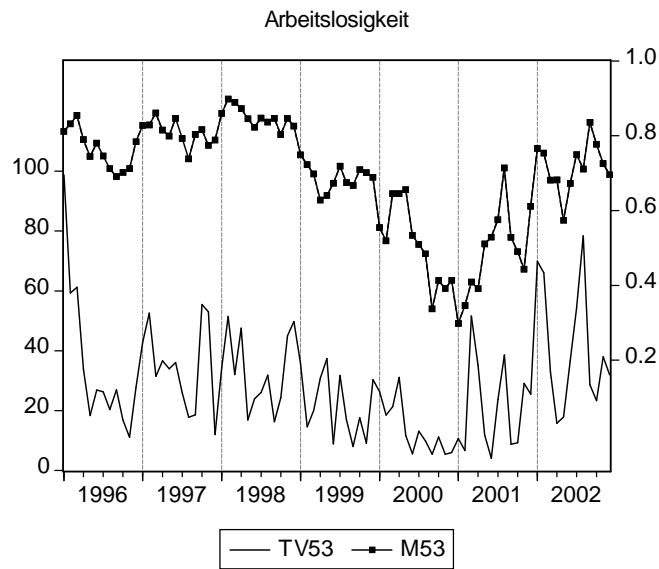


Abbildung 8.1: MIP53 (Arbeitslosigkeit) gegen TV

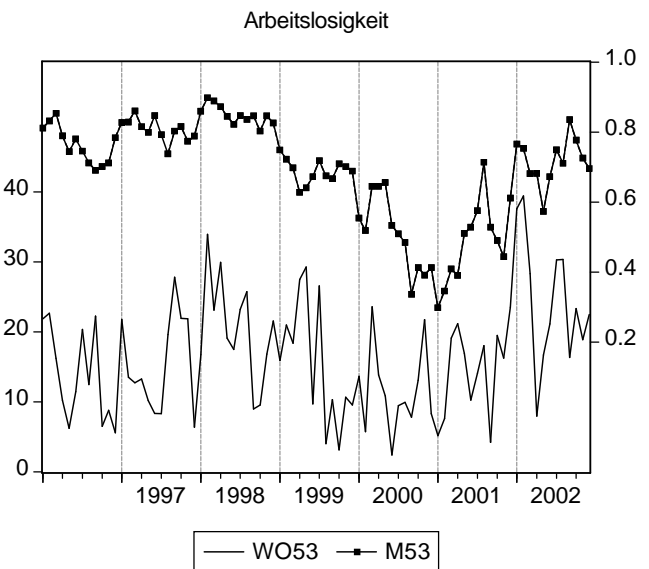


Abbildung 8.2: MIP53 (Arbeitslosigkeit) gegen WO

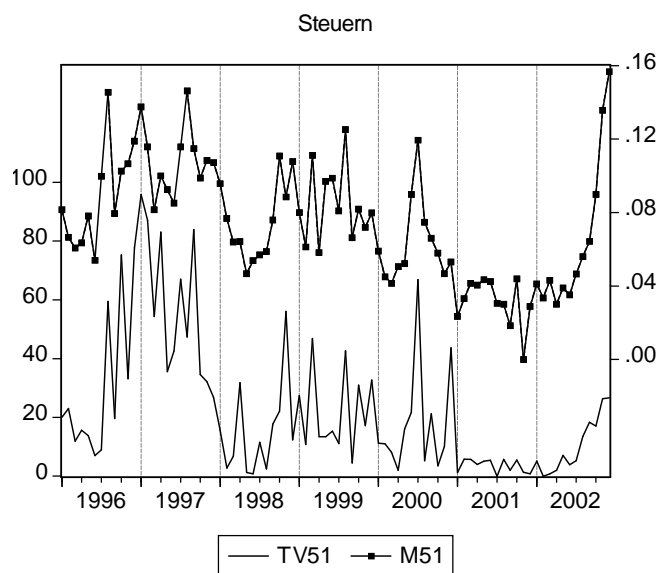


Abbildung 8.3: MIP51 (Steuern) gegen TV

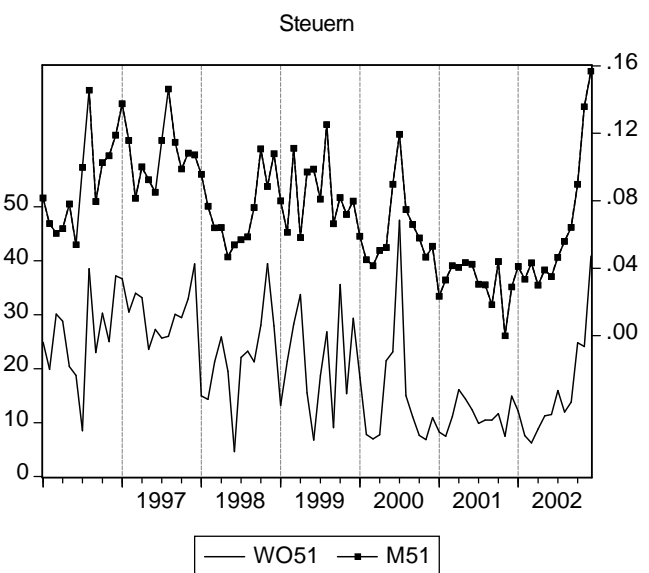


Abbildung 8.4: MIP51 (Steuern) gegen WO

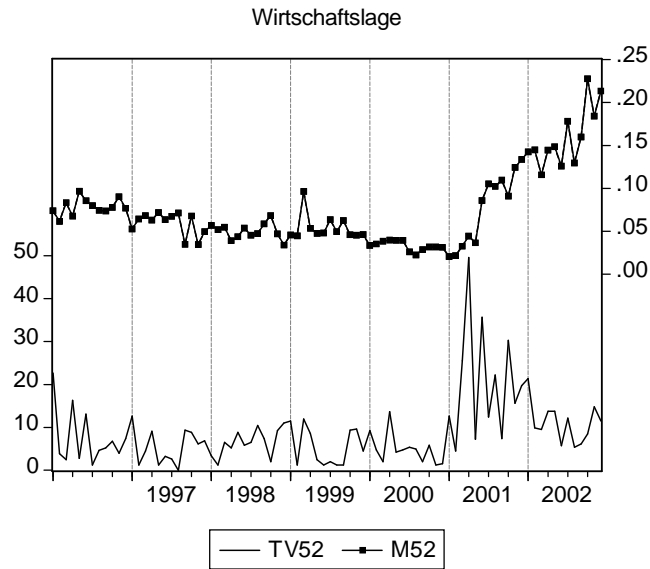


Abbildung 8.5: MIP52 (Wirtschaftslage) gegen TV

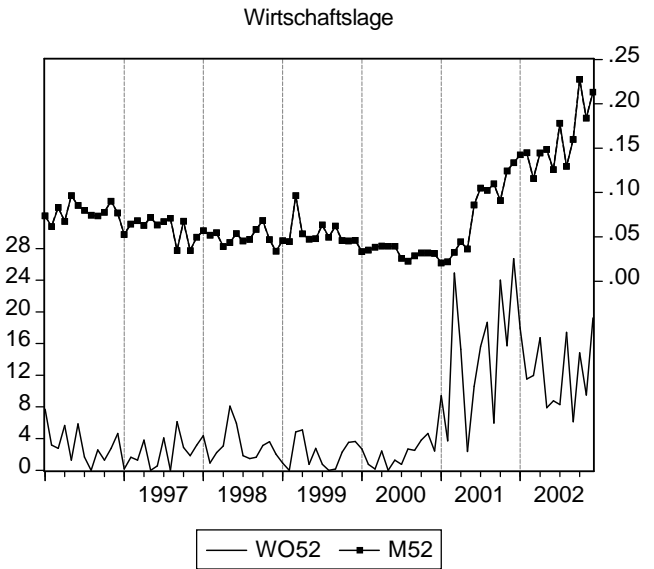


Abbildung 8.6: MIP52 (Wirtschaftslage) gegen WO

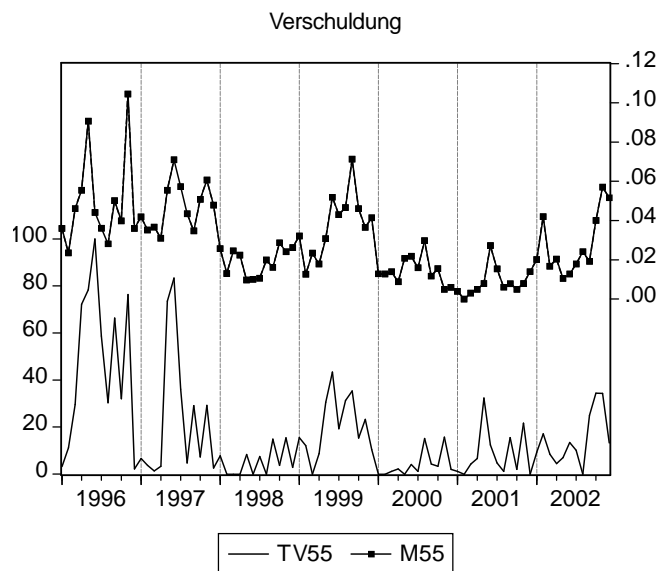


Abbildung 8.7: MIP55 (Verschuldung) gegen TV

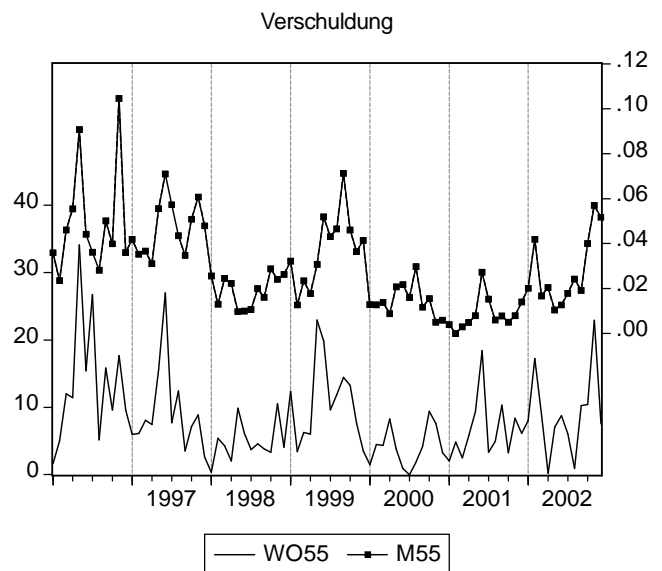


Abbildung 8.8: MIP55 (Verschuldung) gegen WO

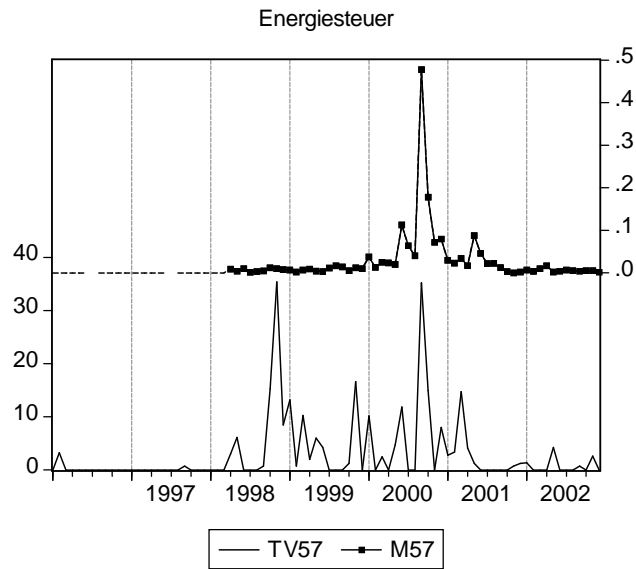


Abbildung 8.9: MIP57 (Energiesteuer) gegen TV

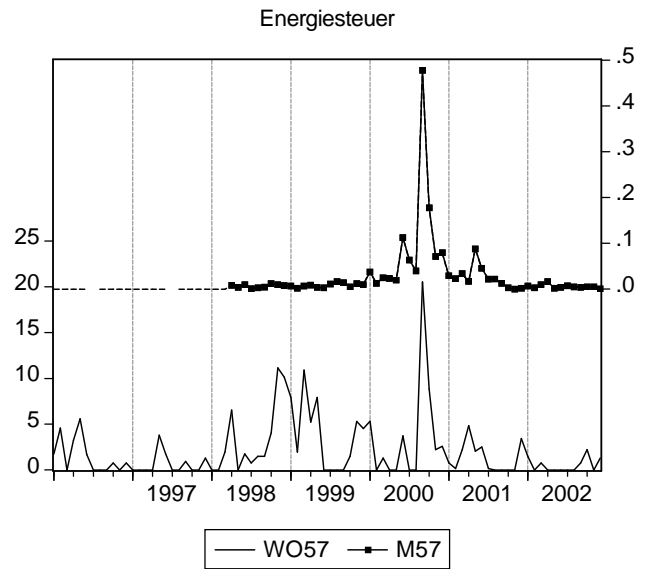


Abbildung 8.10: MIP57 (Energiesteuer) gegen WO

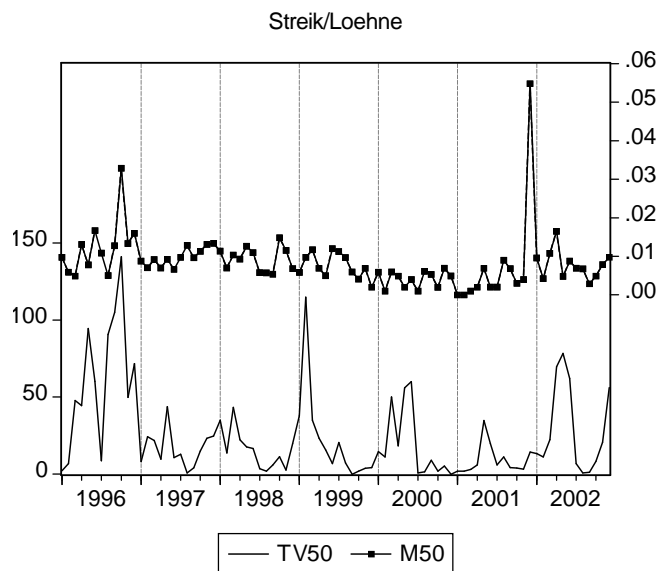


Abbildung 8.11: MIP50 (Streik/Löhne) gegen TV

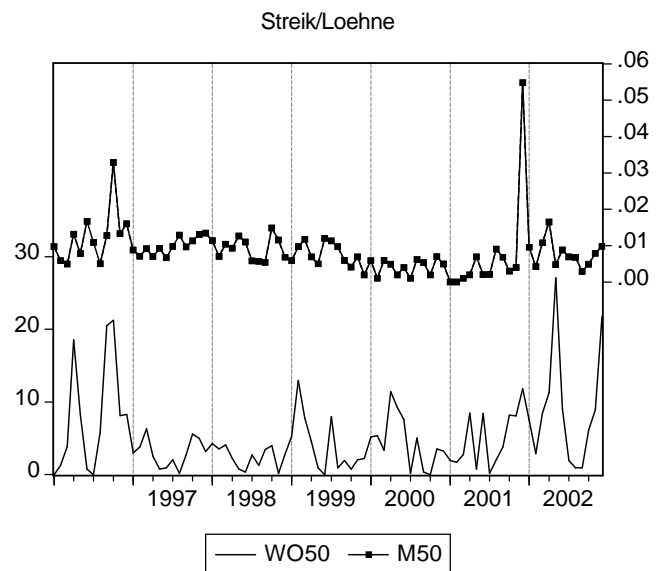


Abbildung 8.12: MIP50 (Streik/Löhne) gegen WO

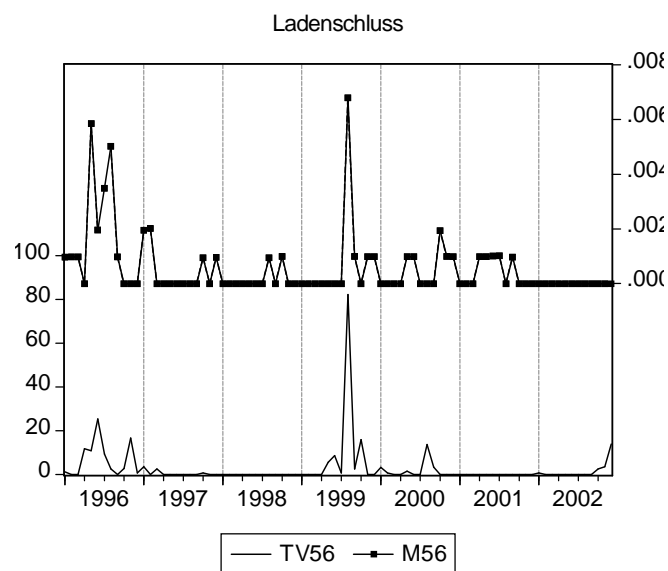


Abbildung 8.13: MIP56 (Ladenschluss) gegen TV

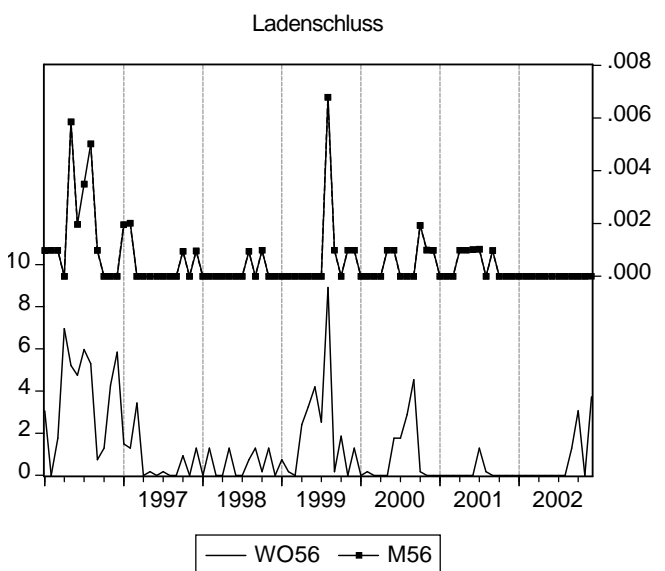


Abbildung 8.14: MIP56 (Ladenschluss) gegen WO

8.3.2 Gesellschaftspolitik

Tabelle 8.2 zeigt einige statistische Kennwerte der Reihen M43 (Umweltschutz), M47 (BSE), M45 (Verkehr), M44 (Kernergie), M48 (Maul- und Klauenseuche, MKS), M42 (Landwirtschaft), M31 (Rente), M36 (Gesundheitswesen), M32 (Sozialleistungen) und M18 (Bildung) und der dazu gehörenden Medienreihen TV und WO.

stats for	M43	M47	M45	M44	M48	M42	M31	M36	M32	M18
Mean:	0.0660	0.0212	0.0055	0.0053	0.0371	0.0124	0.0987	0.0386	0.0292	0.0308
S.D.:	0.0462	0.0916	0.0036	0.0076	0.0625	0.0198	0.0571	0.0176	0.0283	0.0222
Min:	0.0129	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0128	0.0050	0.0099
Max:	0.4203	0.6106	0.0148	0.0410	0.1492	0.0642	0.2726	0.0969	0.1698	0.1520
Obs:	84	84	84	84	7	23	84	84	84	61

stats for	TV43	TV47	TV45	TV44	TV48	TV42	TV31	TV36	TV32	TV18
Mean:	26.594	13.672	70.192	18.027	1.9563	3.8468	14.630	44.687	4.1492	6.8187
S.D.:	24.691	31.678	33.753	23.376	10.719	12.140	15.642	17.929	6.4950	9.8599
Min:	4.2632	0.0000	14.997	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	10.849	0.0000	0.0000
Max:	117.52	183.92	174.99	105.87	84.737	99.079	78.237	104.66	37.347	71.239
Obs:	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84

stats for	WO43	WO47	WO45	WO44	WO48	WO42	WO31	WO36	WO32	WO18
Mean:	11.971	3.3472	14.729	7.5710	0.2754	2.3386	8.7854	19.967	4.9767	14.833
S.D.:	6.2152	6.0610	6.9149	6.3445	1.8615	2.6810	5.7682	7.0877	3.9046	7.7986
Min:	1.1120	0.0000	1.6588	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	6.1368	0.0000	4.1804
Max:	27.436	29.677	43.670	27.929	16.635	14.418	25.255	35.762	26.010	40.244
Obs:	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84

Tabelle 8.2: Statistiken MIP Gesellschaftspolitik

8.3.2.1 Umweltschutz (M43)

Abbildungen 8.15 und 8.16 zeigen M43 gegen TV43 bzw. WO43 (Umweltschutz). Die Reihe M43 bewegt sich auf einem abwärtsgerichteten Trend um ihren Mittelwert von 7%. Erst im Jahr 2002 steigt die Aufmerksamkeit durch einen Lebensmittelskandal wieder an. Dieser Skandal bricht allerdings offensichtlich nicht den langfristigen Trend. In den Wochenmedien ist der langfristig abfallende Trend ebenfalls zu beobachten, während in den TV-Nachrichten ab 2001 eine deutlich zunehmende Tendenz zu verzeichnen ist.

8.3.2.2 BSE (M47)

Abbildungen 8.17 und 8.18 zeigen M47 gegen TV47 bzw. WO47 (BSE). Der Verlauf der Reihen ist offensichtlich vom Skandalcharakter geprägt. Zwischen 2000 und 2001 werden in den Umfragen Werte von 61% erreicht. Damit kann das Thema kurzzeitig eine Wichtigkeit erobern, die ansonsten nur der

Arbeitslosigkeit zugesprochen wird. Es ist allerdings interessant, dass sich die Berichterstattung 1996 nicht in den Umfragewerten niederschlägt wie Ende 2000/Anfang 2001. Auch 1996 sind Ausschläge in den Umfragen zu verzeichnen, sie bewegen sich allerdings im Maximum unter 2%.

8.3.2.3 Verkehr (M45)

Abbildungen 8.19 und 8.20 zeigen M45 gegen TV45 bzw. WO45 (Verkehr). Die hohe Medienaufmerksamkeit ist den Umständen zu verdanken, dass sich in den Reihen die umfangreiche Berichterstattung über Unfälle widerspiegelt. Das Thema besitzt in der öffentlichen Meinung mit einem Durchschnitt von unter 1% einen geringen Stellenwert.

8.3.2.4 Kernenergie (M44)

Abbildungen 8.21 und 8.22 zeigen M44 gegen TV44 bzw. WO44 (Kernenergie). Im Durchschnitt ist die Wichtigkeit des Themas Kernkraft mit unter 1% noch unwichtiger als das Thema Verkehr. Allerdings ist auch hier der Skandalcharakter zu beobachten, so dass sich zwischenzeitlich durchaus Werte von 4% ergeben. Dies ist mit Ereignissen wie den Castor-Transporten verknüpft. Dadurch erklären sich auch die hohen Werte der Medienreihen, wo sich beispielsweise bei TV mit 106 Beiträgen in 1999:1 extrem hohe Spitzenwerte bilden.

8.3.2.5 MKS (M48)

Abbildungen 8.23 und 8.24 zeigen M48 gegen TV48 bzw. WO48 (MKS). Es liegen nur 7 Beobachtungen für das Thema vor, was den zeitweiligen Charakter des Problems verdeutlicht. Es handelt sich eindeutig um ein skandalartiges Thema, welches für kurze Zeit einen prominenten Platz in Umfragen und Berichterstattung erobert, dann aber von der Bildfläche verschwindet.

8.3.2.6 Landwirtschaft (M42)

Abbildungen 8.25 und 8.26 zeigen M42 gegen TV42 bzw. WO42 (Landwirtschaft). Auch hier handelt es sich um ein skandalisiertes Thema, welches im Zuge der MKS-Krise aufkam. Die Aufmerksamkeit ist weitestgehend auf den Zeitraum Anfang 2001 der MKS-Krise beschränkt.

8.3.2.7 Rente (M31)

Abbildungen 8.27 und 8.28 zeigen M31 gegen TV31 bzw. WO31 (Rente). Im Schnitt etwa 10% der Befragten halten die Rentenpolitik für eines der wichtigsten Themen in Deutschland. Zwar scheint das Thema nicht von Skandalen getrieben, dennoch wechseln sich hier Phasen mit hoher Aufmerksamkeit (Maximum 27%) mit Phasen von verschwindender Aufmerksamkeit (Minimum 0%) ab. Auch die TV-Berichterstattung ist von diesem Schema geprägt. Im Schnitt wird in 15 Beiträgen pro Monat über das Thema berichtet. Die Wochenmedien berichten konstanter, allerdings ist auch hier eine hohe Fluktuation

um den Mittelwert von 9 Artikeln festzustellen. Optisch korrelieren die Umfragen stark mit der TV-Berichterstattung.

8.3.2.8 Gesundheitswesen (M36)

Abbildungen 8.29 und 8.30 zeigen M36 gegen TV36 bzw. WO36 (Gesundheitswesen). Das Thema besitzt eine recht konstante Wichtigkeit um einen Mittelwert von 4%. Extreme Ausschläge sind selten zu beobachten (Maximum 1996:12 von 10%). Auch die Berichterstattung weist kaum signifikante Ausschläge auf.

8.3.2.9 Sozialleistungen (M32)

Abbildungen 8.31 und 8.32 zeigen M32 gegen TV32 bzw. WO32 (Sozialleistungen). Nach einem Höhepunkt im Jahr 1996 ist das Thema von einer abnehmenden Wichtigkeit geprägt. Dabei ist die Schwankung um den Mittelwert von 3% gering. Bis auf zwei Ausnahmen (1996 und 2001), ist auch die Berichterstattung in TV und Wochenmedien sehr konstant mit 4 bzw. 5 Beiträgen.

8.3.2.10 Bildung (M18)

Abbildungen 8.33 und 8.34 zeigen M18 gegen TV18 bzw. WO18 (Bildung). Das Thema Bildung ist auf niedrigem Niveau von einer leicht zunehmenden Wichtigkeit in den Umfragen geprägt. Etwa 3% der Befragten halten im Schnitt das Thema für ein wichtiges Problem. Im Schnitt 7 Beiträge (TV) bzw. 15 Artikel (WO) beschäftigen sich mit dem Problem. Dabei sind in den Jahren 1997 (Hochschulrahmengesetz, Studentenstreik) und 2002 (Pisa) bedeutende Ausschläge zu verzeichnen.

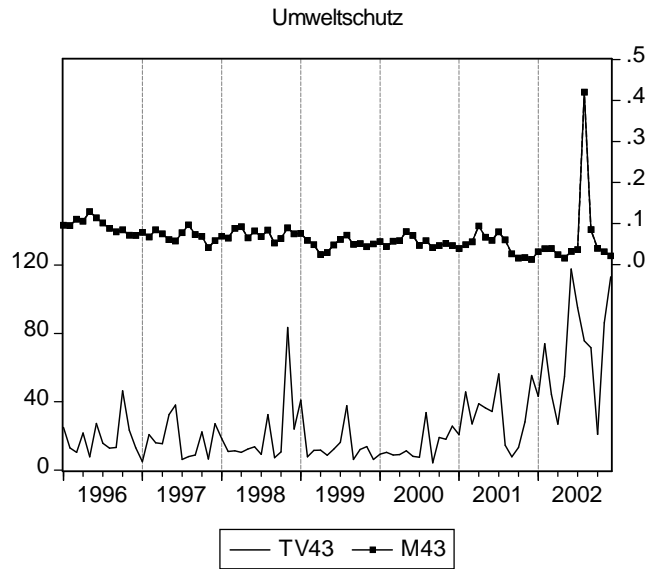


Abbildung 8.15: MIP43 (Umweltschutz) gegen TV

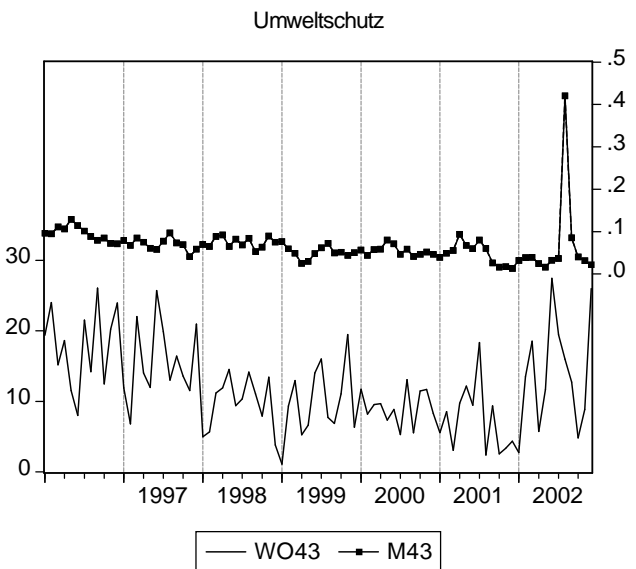


Abbildung 8.16: MIP43 (Umweltschutz) gegen WO

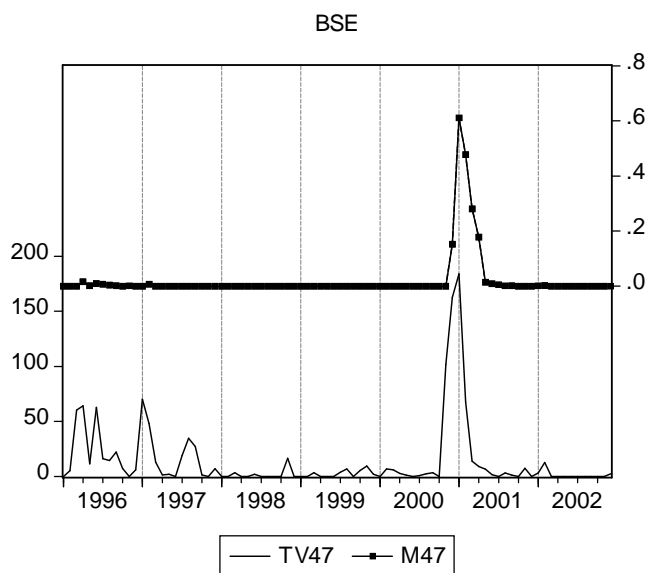


Abbildung 8.17: MIP47 (BSE) gegen TV

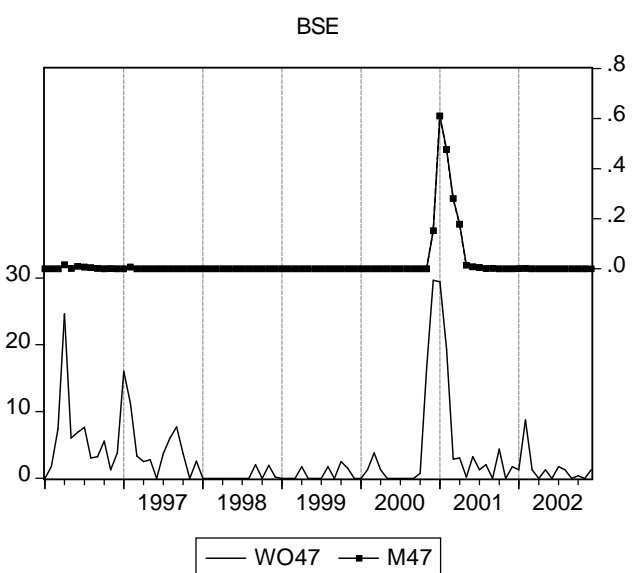


Abbildung 8.18: MIP47 (BSE) gegen WO

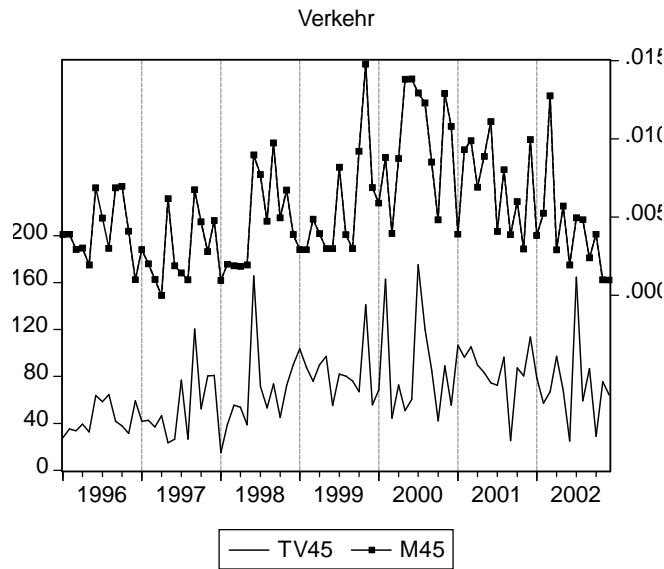


Abbildung 8.19: MIP45 (Verkehr) gegen TV

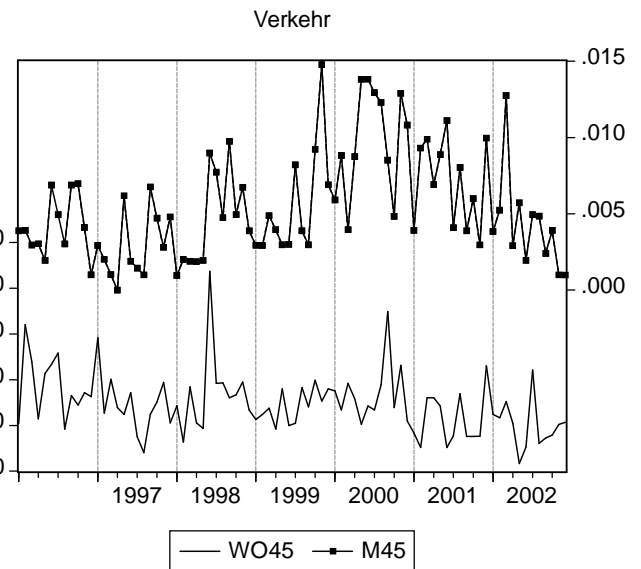


Abbildung 8.20: MIP45 (Verkehr) gegen WO

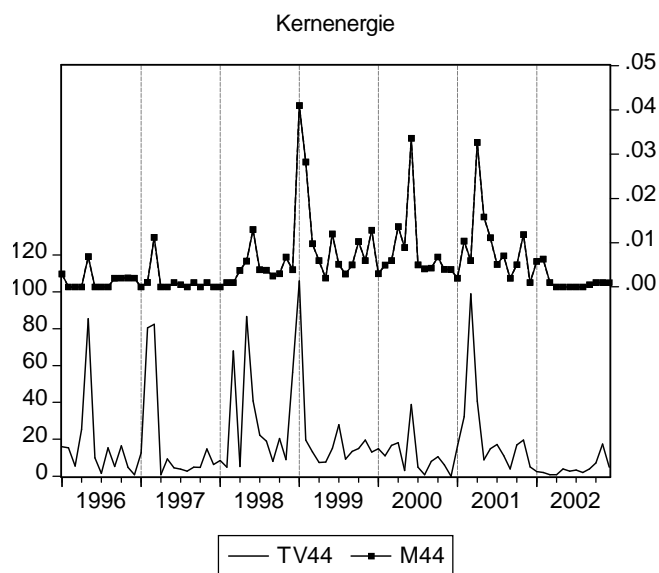


Abbildung 8.21: MIP44 (Kernenergie) gegen TV

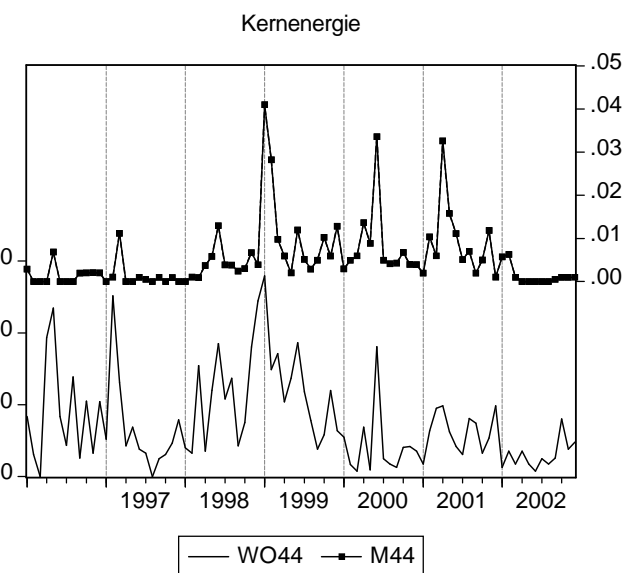


Abbildung 8.22: MIP44 (Kernenergie) gegen WO

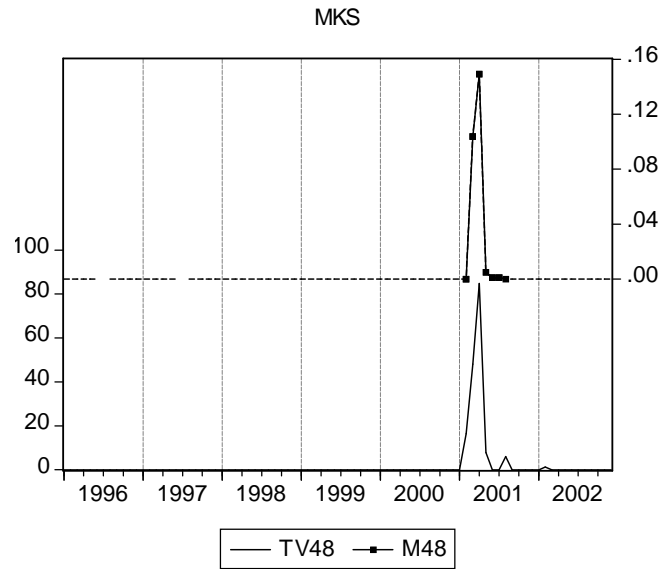


Abbildung 8.23: MIP48 (MKS) gegen TV

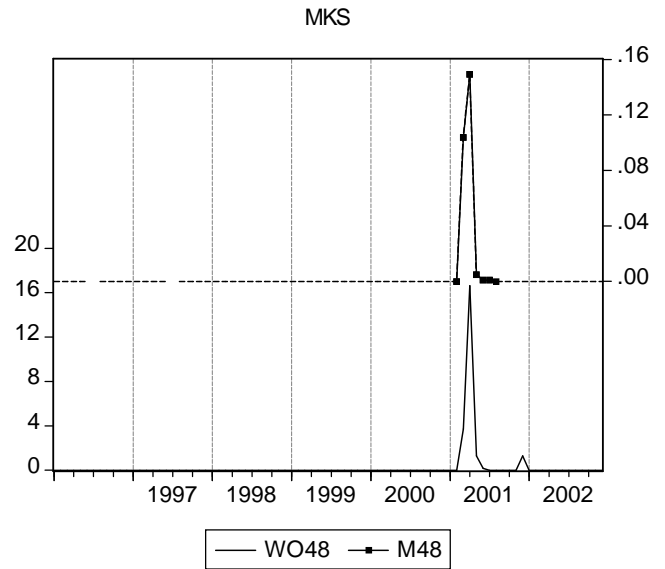


Abbildung 8.24: MIP48 (MKS) gegen WO

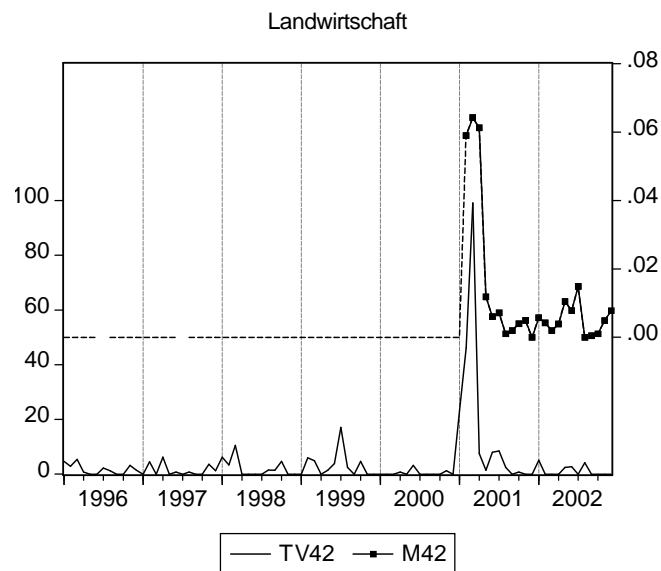


Abbildung 8.25: MIP42 (Landwirtschaft) gegen TV

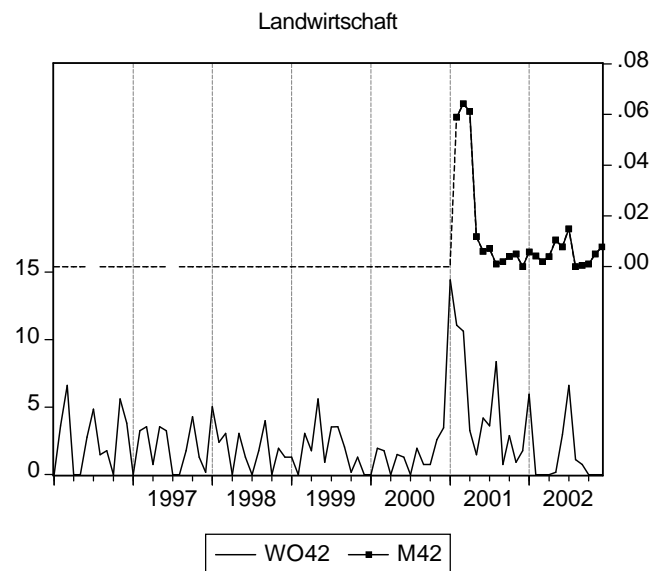


Abbildung 8.26: MIP42 (Landwirtschaft) gegen WO

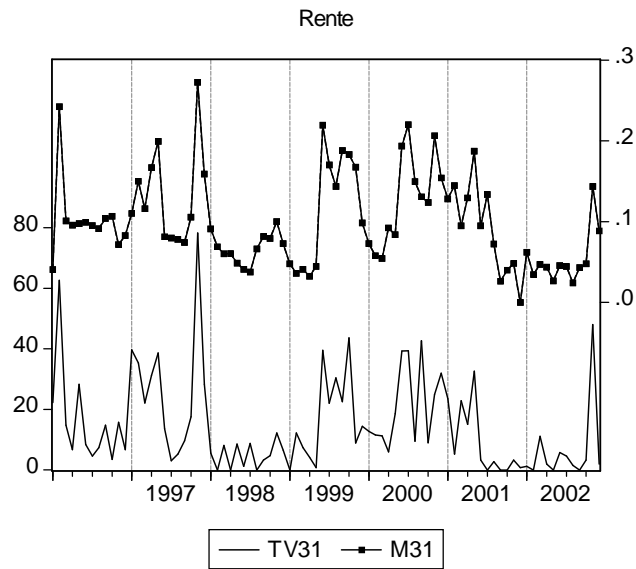


Abbildung 8.27: MIP31 (Rente) gegen TV

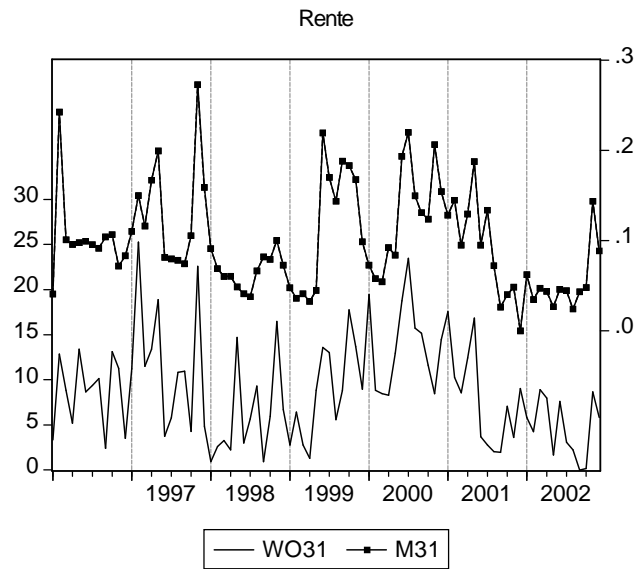


Abbildung 8.28: MIP31 (Rente) gegen WO

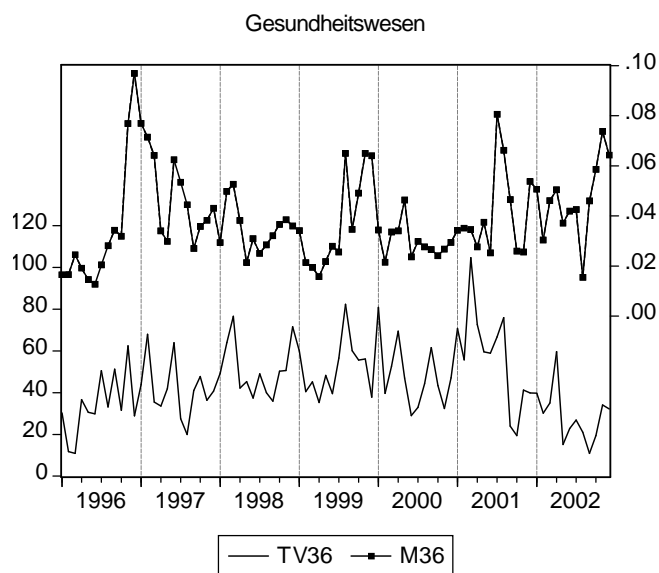


Abbildung 8.29: MIP36 (Gesundheitswesen) gegen TV

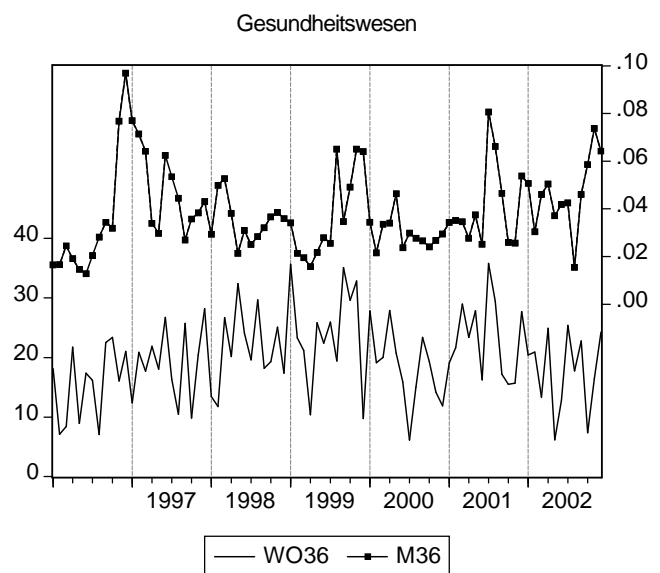


Abbildung 8.30: MIP36 (Gesundheitswesen) gegen WO

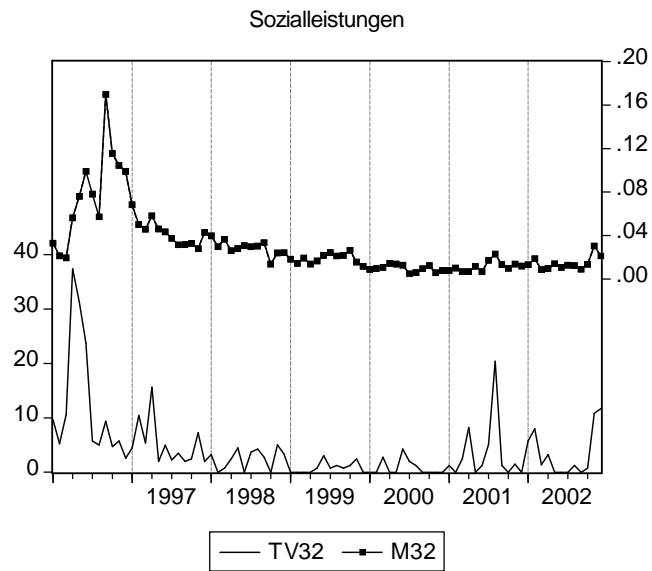


Abbildung 8.31: MIP32 (Sozialleistungen) gegen TV

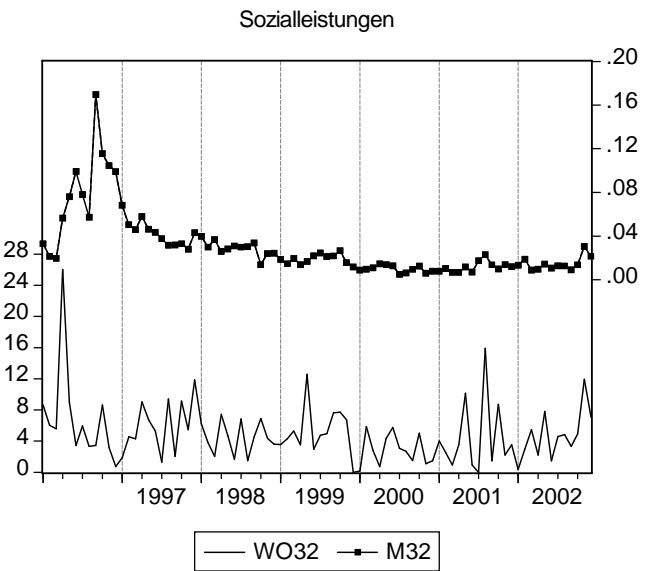


Abbildung 8.32: MIP32 (Sozialleistungen) gegen WO

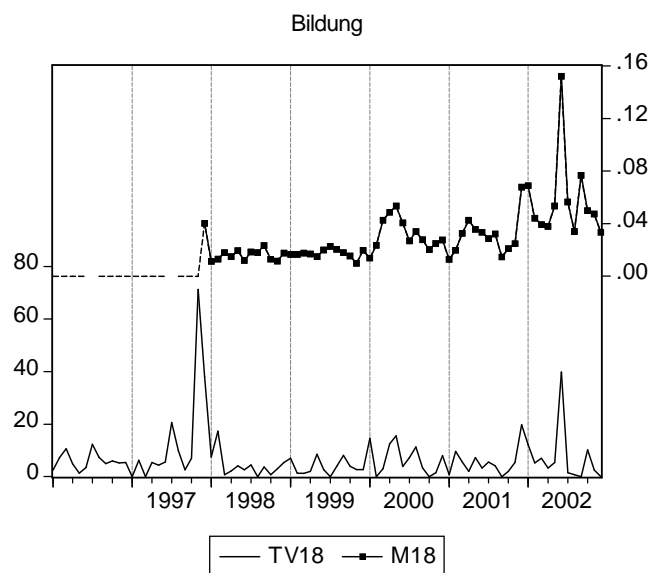


Abbildung 8.33: MIP18 (Bildung) gegen TV

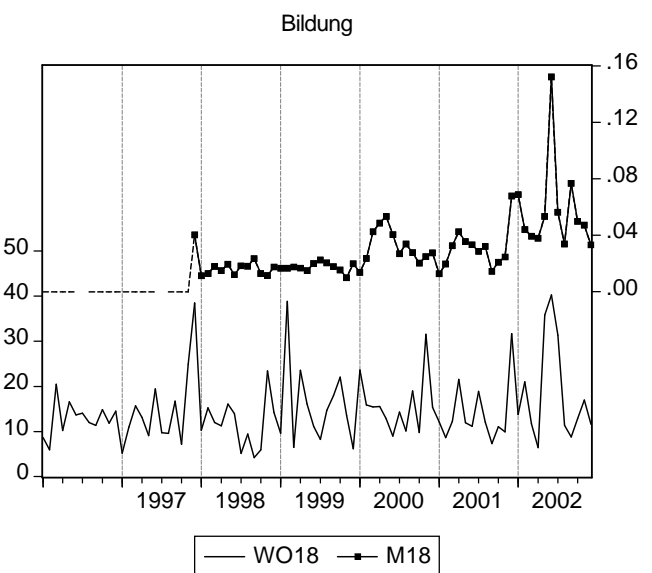


Abbildung 8.34: MIP18 (Bildung) gegen WO

8.3.3 Innenpolitik

Tabelle 8.3 zeigt einige Statistiken der Reihen M20 (Ausländer), M19 (Asyl), M21 (Rechtsextreme), M17 (Ruhe und Ordnung) und M12 (DDR/deutsche Einheit) und der dazu gehörenden Medienreihen.

stats for	M20	M19	M21	M17	M12
Mean:	0.0945	0.0216	0.0370	0.0570	0.0080
S.D.:	0.0371	0.0117	0.0599	0.0280	0.0071
Min:	0.0243	0.0010	0.0029	0.0136	0.0009
Max:	0.2724	0.0558	0.3596	0.1558	0.0386
Obs:	84	84	84	84	84

stats for	TV20	TV19	TV21	TV17	TV12
Mean:	12.200	3.7256	9.0086	126.08	11.701
S.D.:	12.668	4.5970	15.060	70.622	13.118
Min:	0.0000	0.0000	0.0000	40.828	0.0000
Max:	66.162	21.645	94.294	490.68	77.517
Obs:	84	84	84	84	84

stats for	WO20	WO19	WO21	WO17	WO12
Mean:	8.6964	3.0128	4.9334	39.741	12.573
S.D.:	6.3404	3.0060	5.4193	14.467	9.1241
Min:	0.0000	0.0000	0.0000	16.048	0.3616
Max:	33.797	15.113	33.068	126.10	53.977
Obs:	84	84	84	84	84

Tabelle 8.3: Statistiken MIP Innenpolitik

8.3.3.1 Ausländer (M20)

Abbildungen 8.35 und 8.36 zeigen M20 gegen TV20 bzw. WO20 (Ausländer). Im Durchschnitt etwa 9% der Befragten halten das Thema Ausländer für eines der wichtigsten Probleme. Von diesem Grundsockel sind immer wieder einige Ausschläge zu erkennen, so etwa 1999:1, 2000:11 und 2002:3. Hier steigen dann die Werte über 15%, in 1999 sogar auf das Maximum von 27%. Diesen Ausschlägen ist auch immer ein entsprechender Anstieg der Medienberichterstattung zuzuordnen. Bei den TV-Medien finden sich im Schnitt 12 Beiträge, bei den Wochenmedien 7 Artikel, die sich hauptsächlich mit dem Thema Ausländer beschäftigen. Anfang 1999 werden 66 Beiträge im TV gemessen, parallel dazu hat auch die Reihe WO20 mit 34 Artikeln ihr Maximum dort.

8.3.3.2 Asyl (M19)

Abbildungen 8.37 und 8.38 zeigen M19 gegen TV19 bzw. WO19 (Asyl). Das Thema ist von einer abnehmenden Wichtigkeit geprägt. Werden zu Beginn des Untersuchungszeitraums noch Werte um 5% gemessen, sinken sie gegen Ende auf nahezu 0 ab. Die Berichterstattung ist mit 4 Beiträgen (TV) bzw. 3

Artikeln (WO) ebenfalls recht dünn. Erkennbare Zusammenhänge zwischen M19 und TV19 bzw. WO19 liegen nicht vor.

8.3.3.3 Rechtsextreme (M21)

Abbildungen 8.39 und 8.40 zeigen M21 gegen TV21 bzw. WO21 (Rechtsextreme). Die Bewegung der Reihen ist deutlich von skandalartigem Charakter. Während im Mittel die Besorgnis mit 4% nur mäßig hoch ist, erreicht sie Mitte 2000 Rekordwerte von bis zu 36%. Dies geht einher mit einer Berichterstattung von 94 Beiträgen (TV) bzw. 33 Artikeln(WO). Im langfristigen Mittel erhält das Thema Rechtsextremismus in den Fernsehnachrichten eine Aufmerksamkeit von 9 Beiträgen, in den Wochenmedien von 5 Artikeln im Monat.

8.3.3.4 Ruhe und Ordnung (M17)

Abbildungen 8.41 und 8.42 zeigen M17 gegen TV17 bzw. WO17 (Ruhe und Ordnung). Die Innere Sicherheit erreicht im Mittel eine Wichtigkeit von 6%. Einschließlich aller Berichte über Verbrechen, Gesetze, politischer Initiativen usw. erscheinen in den TV-Nachrichten pro Monat 126 Beiträge. Maximal werden 490 Beiträge erreicht. Der Mittelwert in den Wochenmedien beträgt 40 Artikel, das Maximum wird mit 126 Artikeln in 2001:10 nach den Anschlägen vom 11. September erreicht.

8.3.3.5 DDR/deutsche Einheit (M12)

Abbildungen 8.43 und 8.44 zeigen M12 gegen TV12 bzw. WO12 (DDR, deutsche Einheit). Die durchschnittliche Bedeutung des Themas beträgt weniger als 1%. In 2000:10 erreicht sie maximale 4%. Mit 12 Beiträgen (TV) wird dem Thema in den TV-Nachrichten in etwa soviel Bedeutung beigemessen wie dem Thema Rechtsextremismus. In den Wochenmedien bedeuten 13 Artikeln allerdings eine recht ausgeprägte Berichterstattung.

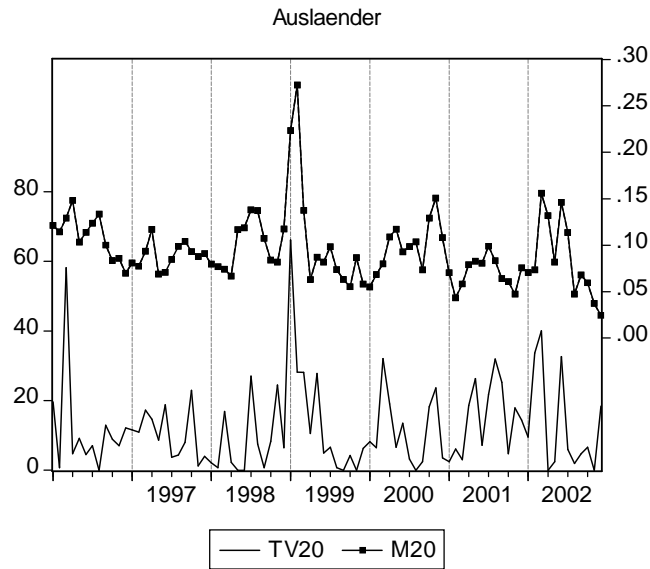


Abbildung 8.35: MIP20 (Ausländer) gegen TV

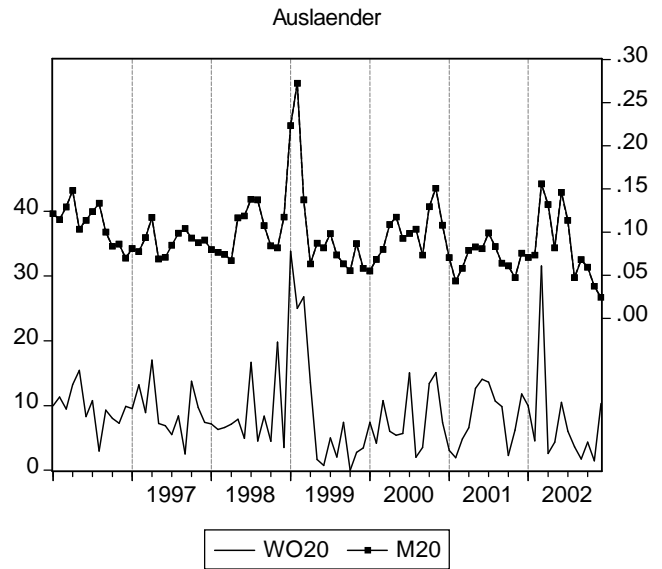


Abbildung 8.36: MIP20 (Ausländer) gegen WO

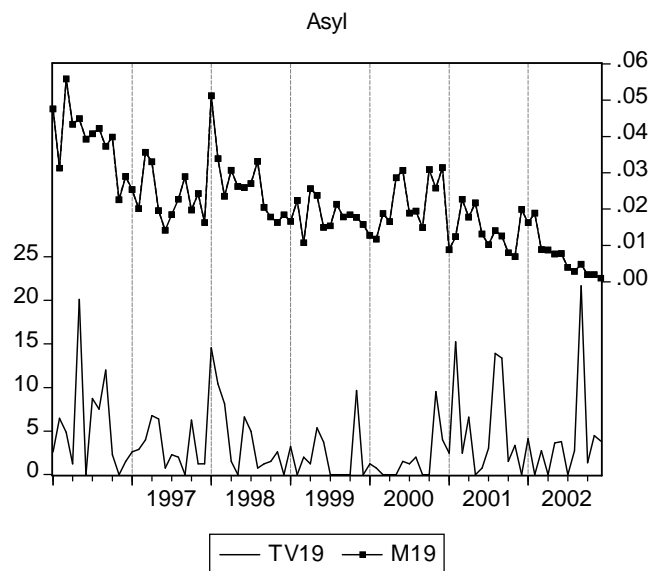


Abbildung 8.37: MIP19 (Asyl) gegen TV

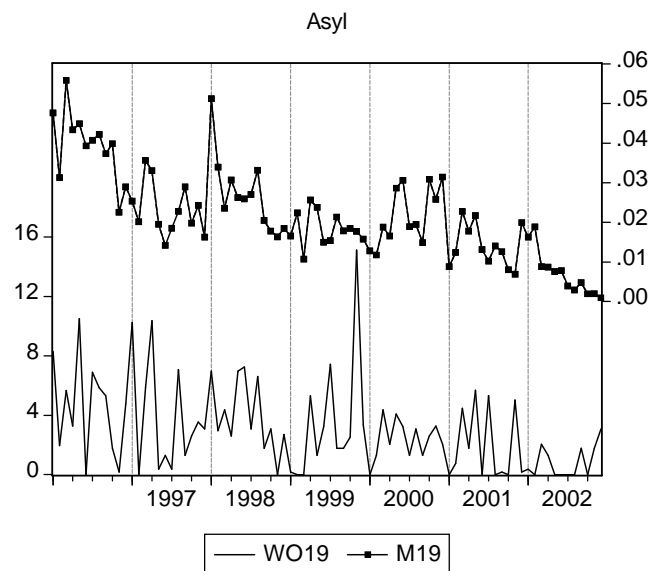


Abbildung 8.38: MIP19 (Asyl) gegen WO

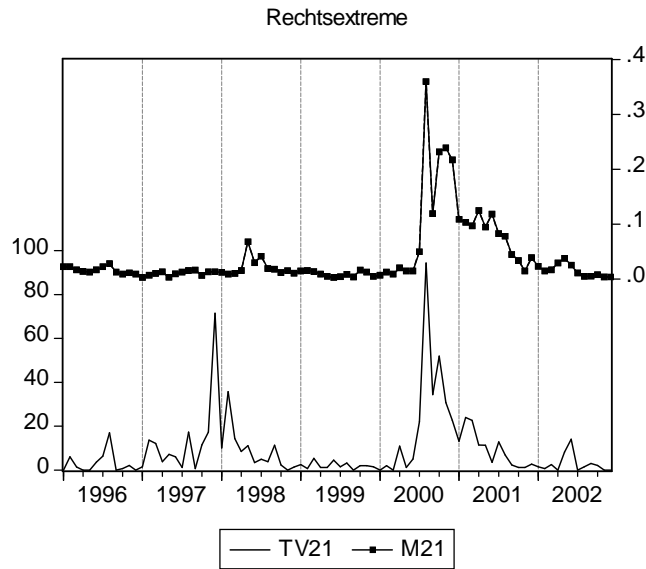


Abbildung 8.39: MIP21 (Rechtsextreme) gegen TV

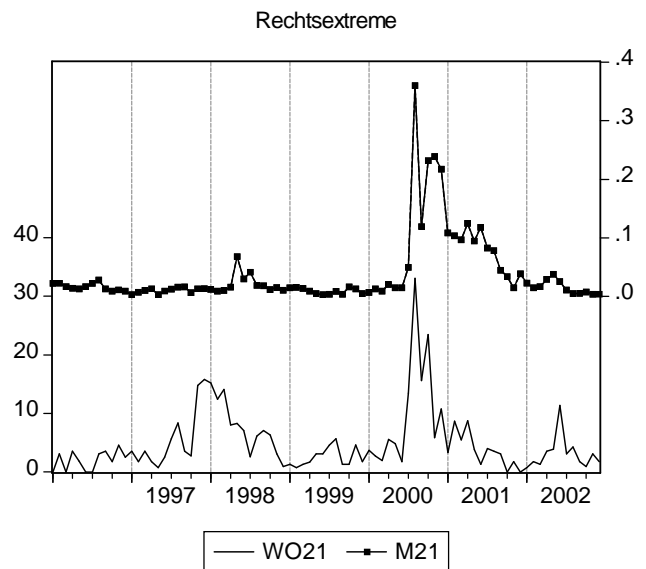


Abbildung 8.40: MIP21 (Rechtsextreme) gegen WO

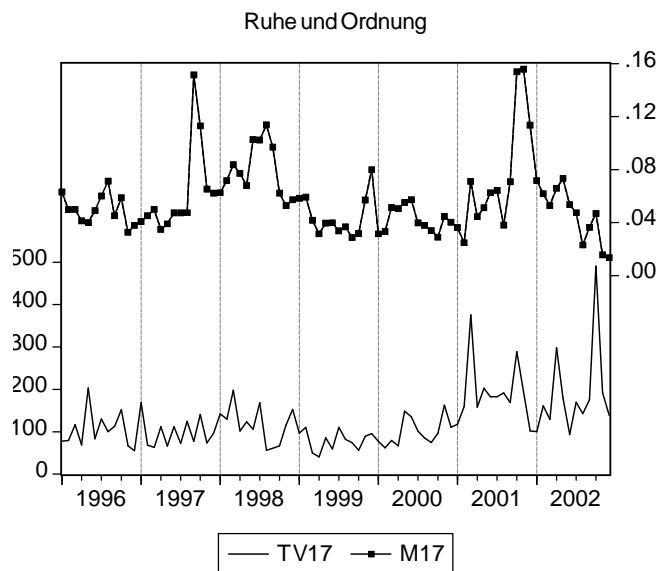


Abbildung 8.41: MIP17 (Ruhe und Ordnung) gegen TV

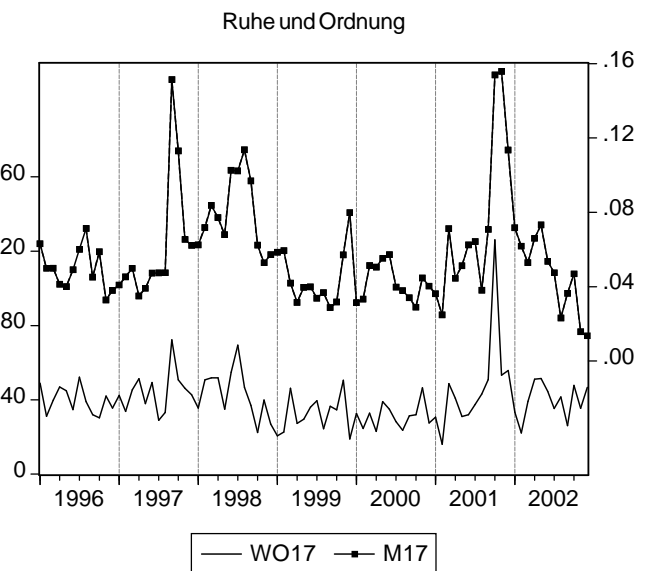


Abbildung 8.42: MIP17 (Ruhe und Ordnung) gegen WO

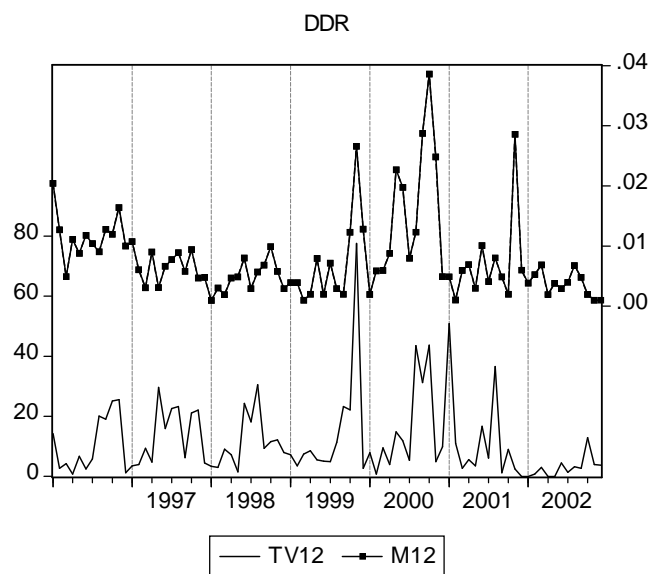


Abbildung 8.43: MIP12 (DDR) gegen TV

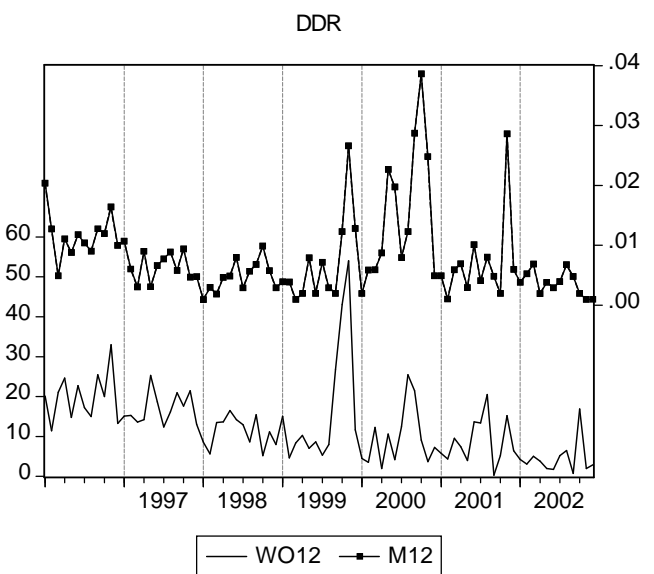


Abbildung 8.44: MIP12 (DDR) gegen WO

8.3.4 Außenpolitik

Tabelle 8.4 zeigt einige Statistiken der Reihen M7 (EU/Euro), M1 (Frieden) und M10 (Terrorismus) und der dazu gehörenden Medienreihen.

stats for	M7	M1	M10
Mean:	0.0394	0.0189	0.0963
S.D.:	0.0309	0.0136	0.1431
Min:	0.0020	0.0047	0.0040
Max:	0.1551	0.0799	0.4845
Obs:	84	84	16

stats for	TV7	TV1	TV10
Mean:	40.424	37.574	19.775
S.D.:	30.238	54.543	54.088
Min:	8.2812	0.0000	0.0000
Max:	171.99	230.71	422.94
Obs:	84	84	84

stats for	WO7	WO1	WO10
Mean:	43.580	5.1591	2.8874
S.D.:	16.300	9.3339	6.2019
Min:	15.048	0.0000	0.0000
Max:	98.198	66.400	30.537
Obs:	84	84	84

Tabelle 8.4: Statistiken MIP Außenpolitik

8.3.4.1 EU/Euro (M7)

Abbildungen 8.45 und 8.46 zeigen M7 gegen TV7 bzw. WO7 (EU/Euro). Die Europapolitik ist im Mittel etwa 4% der Befragten ein wichtiges Anliegen. Im Zeitverlauf scheint eine leicht ansteigende Tendenz vorzuliegen. Die Berichterstattung über Europa nimmt mit 40 Beiträgen (TV) und 44 Artikeln (WO) einen breiten Raum ein. Bis auf den Ausschlag 1997 sind optisch keine eindeutigen Zusammenhänge zwischen den Reihen M7 und TV7 bzw. WO7 zu erkennen.

8.3.4.2 Frieden (M1)

Abbildungen 8.47 zeigen M1 gegen TV1 (Frieden). Für die Wochenmedien lagen aufgrund des fehlenden Deutschlandbezugs keine Messungen vor. Die Umfrageergebnisse zum Thema Frieden wurden dabei verglichen mit der Berichterstattung über internationale Konflikte. Da Auslandsberichterstattung in den Wochenmedien nicht erfasst werden, sind hier nur die Reihen der Fernsehberichterstattung ausgewiesen. Im Mittel sorgen sich nur 2% der Bevölkerung über das Thema, in Spitzenzeiten (2001:9 und 10) werden Werte bis zu 8% erreicht. Dies koinzidiert mit den Anschlägen vom 11. September 2001. Der Jugoslawien-Konflikt 1999 verursacht eine Berichterstattung von ca. 200 Beiträgen in den Fernsehnachrichten. In der

Folge des 11. Septembers werden dann bis zu 231 Beiträge im TV gemessen. Der Afghanistan-Konflikt führt zwar zu einem Anstieg in der TV-Berichterstattung, die Meinung der Bevölkerung wird allerdings dadurch kaum berührt.

8.3.4.3 Terror (M10)

Abbildungen 8.48 und 8.49 zeigen M10 gegen TV10 bzw. WO10 (EU/Euro). Die Erfassung des Themas Terrorismus als Umfragethema beginnt erst im September 2001. Deshalb sind insgesamt 16 Beobachtungen verfügbar. In 2001:10 sorgen sich etwa 48% der Befragten über Terrorismus. Dies fällt zusammen mit 423 Beiträgen in den Fernsehnachrichten in 2001:9. Es sei beachtet, dass in den Wochenmedien das Thema Terrorismus nur dann erhoben wurde, wenn es einen eindeutigen Bezug auf Deutschland hatte.

8.3.4.4 Bundeswehreinsatz (M11)

Abbildungen 8.50 und 8.51 zeigen M11 gegen TV11 bzw. WO11 (BW-Einsatz). Bundeswehreinsätze werden deutlich im Zusammenhang mit internationalen Konflikten thematisiert. Die Messung als Umfragethema beginnt allerdings erst in in 2001:11, also vier Monate, nachdem die Berichterstattung signifikant angewachsen war. Im weiteren wird das Thema M11 deshalb aus der Analyse herausgenommen, da durch den späten Start der Erhebung die Korrelationen systematisch verzerrt werden.

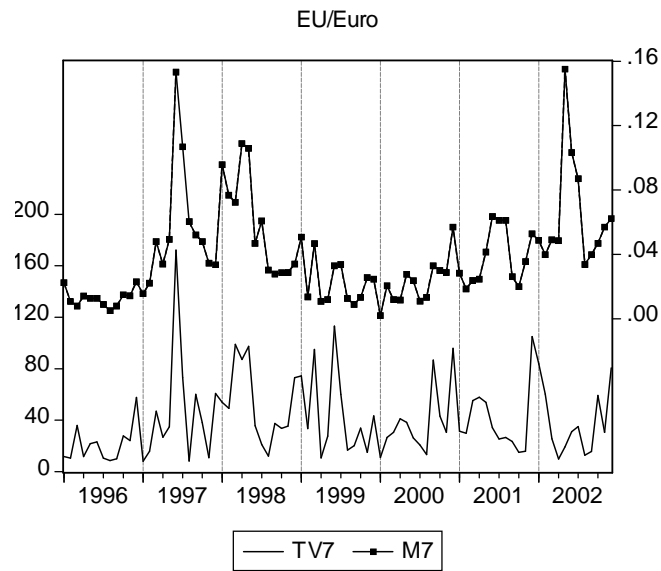


Abbildung 8.45: MIP7 (EU/Euro) gegen TV

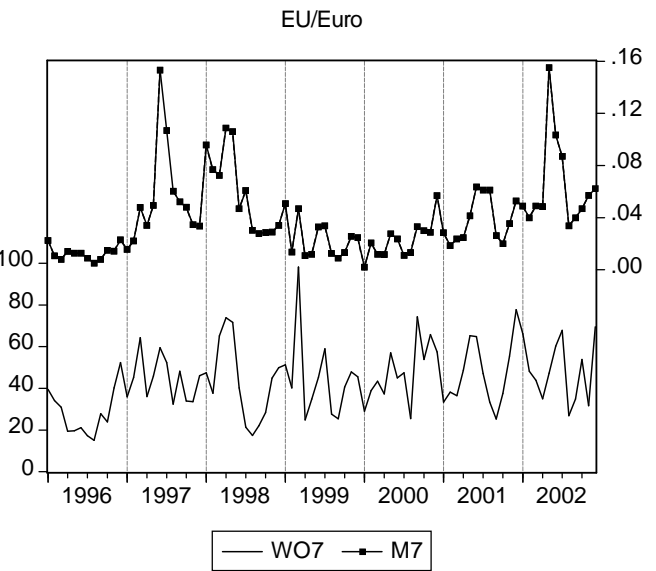


Abbildung 8.46: MIP7 (EU/Euro) gegen WO

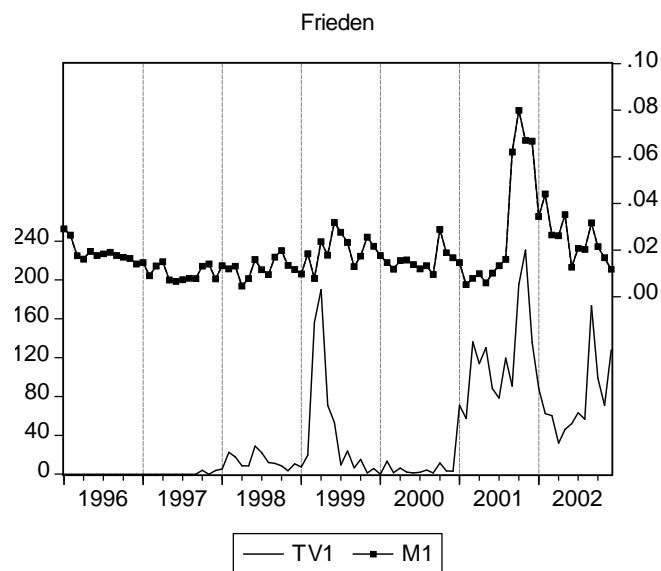


Abbildung 8.47: MIP1 (Frieden) gegen TV

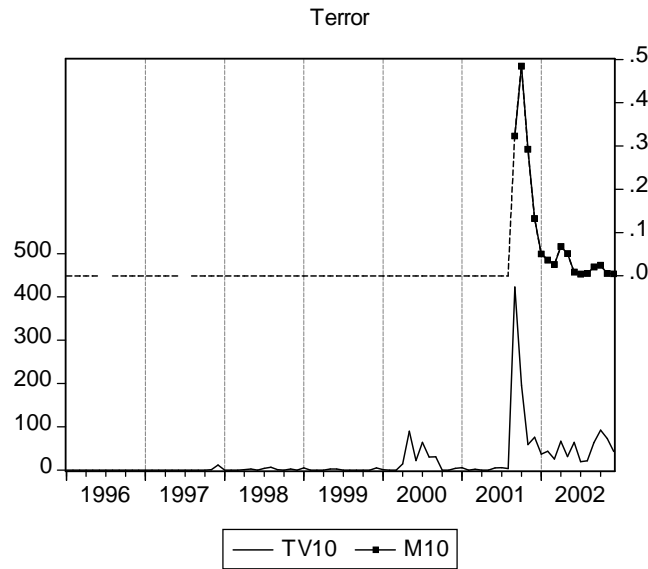


Abbildung 8.48: MIP10 (Terror) gegen TV

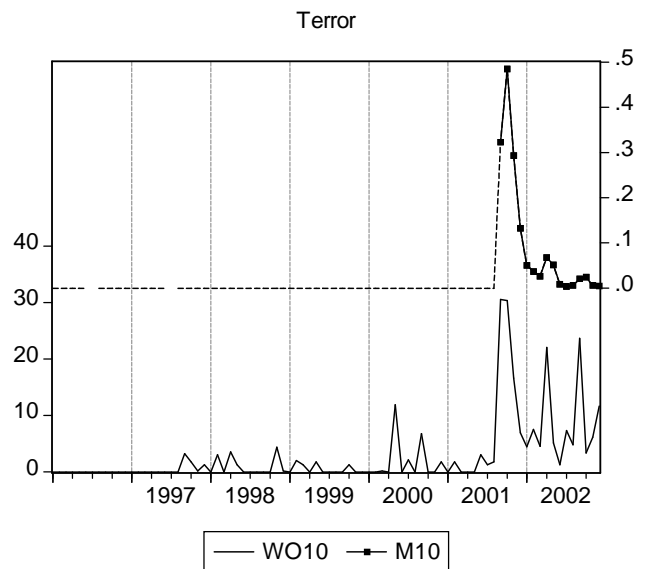


Abbildung 8.49: MIP10 (Terror) gegen WO

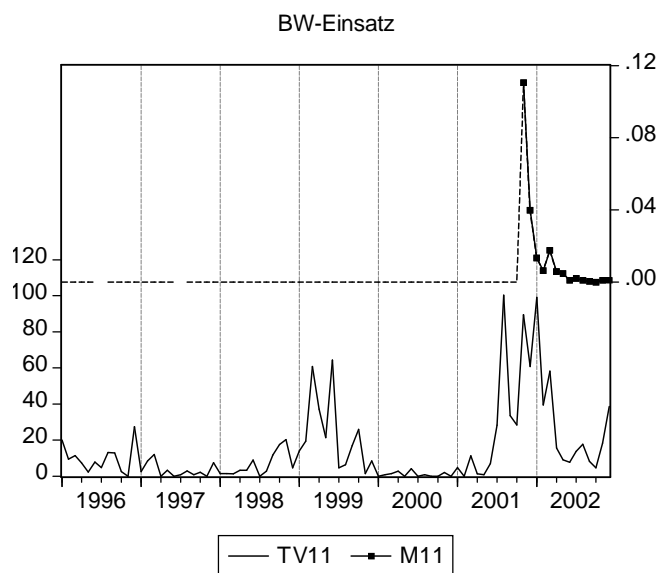


Abbildung 8.50: MIP11 (BW-Einsatz) gegen TV

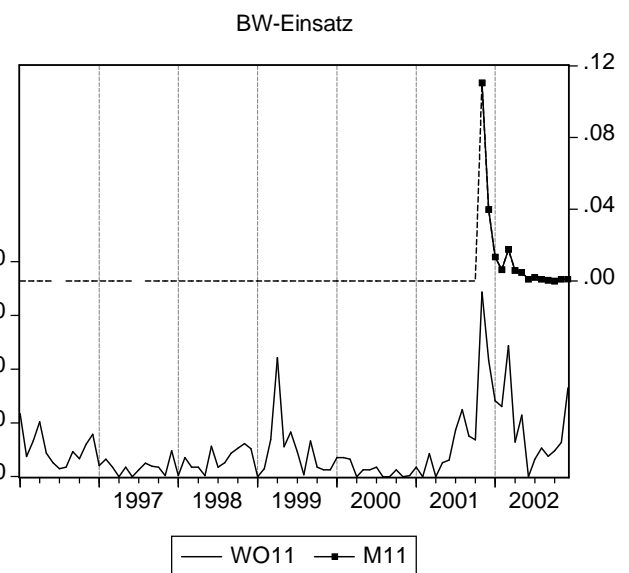


Abbildung 8.51: MIP11 (BW-Einsatz) gegen WO

8.4 Kreuzkorrelationen

Tabelle 8.5 zeigt die Kreuzkorrelationen zwischen den Umfrageergebnissen (M) und TV- und Wochenmedienberichterstattung. Ausgewiesen werden die Korrelationen zwischen 2 Lags und 2 Leads der Medienvariablen mit den M-Reihen. Die durchschnittliche Korrelation, die sich für die jeweiligen Lags bzw. Leads ergibt, sind am Ende der Tabelle zu finden. Dort findet sich auch die Anzahl der Fälle, in denen der jeweilige Lag bzw. Lead der Medienvariable die maximale Korrelation erreicht.

Bei TV findet sich für die Reihen TV52 (Wirtschaftslage) und M43 (Umweltschutz) ein Vorlauf von 2 Monaten, bei den Reihen M47 (BSE), M44 (Kernenergie), M42 (Landwirtschaft), M32 (Sozialeleistungen), M20 (Ausländer), M1 (Frieden) und M10 (Terror) ein Vorlauf von einem Monat vor den entsprechenden M-Reihen. Bei WO findet sich ein Vorlauf von 2 Monaten bei M52 (Wirtschaftslage), M43 (Umweltschutz), M32 (Sozialeleistungen) und M1 (Frieden). Ein Vorlauf von einem Monat liegt vor bei M53 (Arbeitslosigkeit), M47 (BSE), M42 (Landwirtschaft) und M12 (DDR, deutsche Einheit). Ein Nachlauf der Medienreihen findet in keinem Fall statt. In 9 Fällen läuft TV vor, in 15 gleich, WO läuft in 8 Fällen vor und in 16 gleich. Der durchschnittliche Zusammenhang zwischen TV und M beträgt 0,55, der zwischen WO und M 0,51. Der erste Lag der Medien korreliert im Schnitt noch mit 0,42 bzw 0,39.

Insgesamt finden sich deutliche Indizien dafür, dass

- die monatliche Frequenz der Umfragen für einige Effekte noch zu ungenau ist; ein großer Teil der Dynamik findet kontemporär innerhalb eines Monats statt, so dass kausale Zusammenhänge in diesen Fällen nicht weiter aufgelöst werden können;
- Medien den Umfragen deutlich vorlaufen. Dies kann als ein Hinweis für einen Kausalzusammenhang gesehen werden.

Da sich der letztgenannte Vorlauf der Medienreihen robust über alle Fälle herausstellt, kann von einem gesicherten Ergebnis ausgegangen werden.

	TV					WO				
	-2	-1	0	1	2	-2	-1	0	1	2
=====										
53 Arbeitslosigkeit	0.44	0.47	*0.48	0.39	0.20	0.26	*0.29	0.29	0.16	0.04
51 Steuern	0.46	0.50	*0.72	0.58	0.57	0.48	0.56	*0.72	0.60	0.52
52 Wirtschaftslage	*0.29	0.23	0.21	0.16	0.10	*0.57	0.55	0.56	0.53	0.44
55 Verschuldung	0.44	0.57	*0.69	0.44	0.30	0.38	0.42	*0.62	0.33	0.23
57 Energiesteuer	0.03	0.12	*0.58	0.14	-0.01	-0.03	0.12	*0.62	0.18	0.00
50 Streik/Loehne	0.17	0.25	*0.31	0.11	0.13	0.17	0.27	*0.30	0.10	-0.05
56 Ladenschluss	0.21	0.22	*0.58	0.09	0.10	0.43	0.51	*0.54	0.17	0.20
43 Umweltschutz	*0.34	0.17	0.06	-0.05	-0.23	*0.42	0.31	0.20	0.08	-0.02
47 BSE	0.75	*0.84	0.63	0.23	0.01	0.66	*0.76	0.60	0.28	0.02
45 Verkehr	0.19	0.20	*0.46	0.19	0.32	0.02	0.03	*0.18	0.02	0.00
44 Kernenergie	0.16	*0.49	0.43	-0.02	-0.10	0.20	0.35	*0.43	0.12	0.05
48 MKS	-0.25	0.29	*0.98	0.37	-0.24	-0.34	-0.07	*0.90	0.48	-0.22
42 Landwirtschaft	0.31	*0.83	0.77	0.55	0.54	0.57	*0.78	0.64	0.38	0.20
31 Rente	0.35	0.50	*0.80	0.32	0.15	0.30	0.37	*0.65	0.34	0.16
36 Gesundheitswesen	-0.02	0.12	*0.19	0.03	-0.10	0.11	0.05	*0.15	0.09	-0.03
32 Sozialleistungen	0.47	*0.48	0.44	0.24	0.16	*0.28	0.17	0.14	0.05	-0.06
18 Bildung	-0.11	0.13	*0.57	0.13	0.00	-0.04	0.29	*0.41	0.24	0.01
20 Auslaender	0.06	*0.46	0.42	0.09	0.02	0.10	0.43	*0.59	0.38	0.18
19 Asyl	-0.04	0.13	*0.18	0.14	0.16	0.32	0.34	*0.48	0.25	0.31
21 Rechtsextreme	0.52	0.50	*0.70	0.36	0.32	0.50	0.49	*0.62	0.29	0.28
17 Ruhe und Ordnung	0.07	0.12	*0.17	-0.05	-0.16	0.34	0.55	*0.61	0.25	0.01
12 DDR	0.18	0.38	*0.42	0.09	0.08	0.20	*0.39	0.36	0.02	-0.03
1 Frieden	0.51	*0.53	0.50	0.45	0.31	*0.25	0.24	0.19	0.06	0.02
10 Terror	0.22	*0.74	0.68	0.46	0.18	0.01	0.57	*0.74	0.37	-0.03
=====										
average correlation	0.26	0.42	0.55	0.24	0.12	0.27	0.39	0.51	0.25	0.10
# max. correlation	2	7	15	0	0	4	4	16	0	0

Tabelle 8.5: Kreuzkorrelationen zwischen MIP-Umfragen und Medien

Kapitel 9

Medien, Makroökonomie und Konsumenten

In diesem Kapitel werden die Einstellungen zur Preisentwicklung, zum Arbeitsmarkt und zur allgemeinen Wirtschaftslage und ihre Wechselwirkungen mit realwirtschaftlichen Entwicklungen und der Medienberichterstattung untersucht.

9.1 Daten

9.1.1 Realwelt

Die Daten zu den ökonomischen Reihen wurden dem Zeitreihenarchiv der Deutschen Bundesbank entnommen. Als Grundlage zur Berechnung der Inflation wurde die Reihe USFA01 (Verbraucherpreisindex insgesamt, saisonbereinigt) gewählt. Für die Arbeitslosenquote wurde die Reihe USCC02 (Arbeitslose in Prozent der zivilen Erwerbspersonen, saisonbereinigt) verwendet. Die allgemeine wirtschaftliche Aktivität sollte mit einem Index der Industrieproduktion (USNA01, Produktion der Bereiche C-F (produzieren-des Gewerbe), saisonbereinigt) eingefangen werden. Im weiteren Verlauf der Untersuchung wird für die Inflation der Variablenname I verwendet, für die Arbeitslosenquote U^1 (*unemployment rate*), für die Industrieproduktion IIP (*index of industrial production*). Konsumausgaben sind für Deutschland nicht auf monatlicher Basis verfügbar. Daher wurde der Ansatz gewählt, statt Konsumausgaben Einzelhandelsumsätze als Variable von Interesse zu untersuchen. Es wurden die Reihen USHK45 (saisonbereinigtes Umsatzvolumen ohne Handel mit Kfz und Tankstellen, im Folgenden: EH45) und USHK87 (die korrespondierende Reihe mit Kfz und Tankstellen, im Folgenden: EH87) gewählt. Um die Einkommen abzubilden, wurden noch die Reihen DU7504 (Tarifverdienste), JA9403 (Nettolöhne und Gehälter, saisonbereinigt; im Folgenden YQR) und JA9405 (reales Einkommen der privaten Haushalte, saisonbereinigt; im Folgenden YVQR) einbezogen.

9.1.2 Umfragewerte

Die Europäische Kommission veröffentlicht regelmäßig Verbraucherumfragen in den EU-Ländern (Europäische Wirtschaft, Supplement B). Abgefragt werden die Einschätzungen über

- vergangene und erwartete (eigene) finanzielle Situation,
- vergangene und erwartete (allgemeine) wirtschaftliche Situation,
- gegenwärtige und zukünftige Kaufabsichten,
- erwartete Arbeitslosigkeit,
- vergangene und erwartete Preise,
- gegenwärtiges und erwartetes Sparen.

¹In Abschnitt 9.4.7 auch abweichend AL

In Deutschland werden die Erhebungen durch die Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) durchgeführt. Der genaue Wortlaut der Fragestellung ist in Anhang 9.7 abgedruckt. Frei verfügbar sind die saldierten Antworten auf die einzelnen Fragen. Im Weiteren werden die Einstellungen zur vergangenen Preisentwicklung mit PP (*past prices*), zur erwarteten Preisentwicklung mit EP (*expected prices*), zur erwarteten Arbeitsmarktentwicklung mit EU (*expected unemployment*) und zur vergangenen bzw. erwarteten wirtschaftlichen Entwicklung mit PES bzw. EES (*past economic situation, expected economic situation*) bezeichnet. In einem Fall wurde auch der Indikator des Konsumentenvertrauens (CCI, *consumer confidence indicator*) herangezogen, der sich als gewichtete Summe aus den Salden der Antworten auf die Einzelfragen berechnet.

9.1.3 Medien

Die einzelnen Reihen wurden aus den Lageprofilen der Inhaltsanalyse des Medien Tenor gewonnen. Ein Lageprofil zur wirtschaftlichen Lage erfasst bis zu fünf Teilaspekte, die in einem Artikel oder Beitrag in Bezug auf die wirtschaftliche Situation Deutschlands erwähnt werden. Abweichend zur Datenlage bei den politischen Sachproblemen (Kapitel 8) werden die Aspekte in diesem Fall bewertet. Themengruppen wurden so gebildet, dass sie den Untersuchungsgegenstand (Preise, Arbeitsmarkt, Wirtschaftslage) möglichst genau abbildeten. Für die Untersuchung der Einstellungen zur wirtschaftlichen Lage etwa wurde ein breites Spektrum an relevanten Themen (Aufträge, Investitionen, Exporte, Einstellungen usw.) herangezogen.

Das Medienset TV bilden die Nachrichtenformate ARD Tagesthemen, ZDF Heute Journal, RTL Aktuell und Sat1 18:30. Das Medienset WO bilden die Zeitschriften Focus, Spiegel, Zeit und Rheinischer Merkur. Für die Analyse wurde in einigen Fällen das zirkulationsgewichtete Saldo der Berichterstattung, in anderen das zirkulationsgewichtete Volumen herangezogen. In einem Fall wurde zusätzlich ein Indikator für die Berichterstattung in Tageszeitungen herangezogen. Dieser wurde durch eine EDV-gestützte Auswertung zweier Tageszeitungen gewonnen.

9.2 Methode

Das statistische Instrumentarium in diesem Kapitel besteht aus deskriptiver grafischer Analyse, an wichtigen Stellen unterstützt von qualitativen Betrachtungen (etwa bei der Einführung des Euros), Analyse bivariater Kreuzkorrelationen, Grangerkausalitätstests, der Spezifikation und Schätzung von vektorautoregressiven respektive Error-Correction-Modellen sowie der Simulation der dadurch gewonnenen Modelle. (0,1)-Regressoren sollten Sondereffekte einfangen. An gegebener Stelle werden zudem Eingleichungsmodelle betrachtet, wenn weniger die Dynamik eines Systems, sondern die Erklärung einer Variable im Vordergrund stehen sollte.

9.3 Wahrnehmung und Erwartung der Inflation

9.3.1 Beschreibung

Abbildung 9.1 zeigt den Verlauf der Inflation (I), der Wahrnehmung der vergangenen Preisentwicklung (PP), die Erwartungen an die zukünftigen Preise sowie das Ausmaß der Berichterstattung über Preisveränderungen in Fernseh- und Wochenmedien (TV bzw. WO). I bewegt sich im Untersuchungszeitraum in einem Korridor zwischen 0% und 3%. Zwischen 1998 und 1999 verharrt die Inflation auf einem Niveau unter 1%. Die heftigen Ausschläge ab Mitte 2000 bei den Medienreihen, insbesondere bei TV, sind zumeist Ausdruck von heftigen Diskussionen über Energiepreise. Sowohl EP als auch PP folgen von 1995 bis 2001 der Reihe I recht eng. In 2002 ist, nach der Einführung des Euro, ein deutlicher Strukturbruch zu erkennen: Die Reihe PP steigt deutlich von 40 um 30 Punkte auf etwa 70 an, die Reihe EP fällt von 45 um ebenfalls 30 Punkte auf etwa 15.

9.3.2 Kreuzkorrelationen

9.3.2.1 Korrelationen zwischen Inflation und Meinung/Berichterstattung

Tabellen 9.1(b), 9.2(b), 9.3(b) und 9.4(b) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen I und den Reihen PP, EP, TV und WO.

Der Zusammenhang zwischen I und PP ist insgesamt mit Werten um 0,35 recht schwach. Die maximale Korrelation liegt zwischen I und unverzögertem PP vor. Insgesamt deutet die Struktur der Kreuzkorrelationen auf keine ausgeprägten Vor- oder Nachlaufeigenschaften einer der Reihen hin.

Der Zusammenhang zwischen I und EP ist deutlich höher als zwischen I und PP. Die Korrelationen liegen hier zwischen 0,56 und 0,68. Die maximale Korrelation liegt zwischen I und Lag 3 von EP vor. EP besitzt also deutliche Vorlaufeigenschaften von mindestens 3 Monaten.

Der Zusammenhang zwischen der Inflation und den Medienreihen ist ebenfalls nur mäßig bis schwach ausgeprägt. Die Korrelationen bewegen sich zwischen 0 und 0,4. TV und I laufen gleich, die Korrelation zwischen den Reihen beträgt 0,4. WO läuft eine Periode nach, die Korrelation zwischen I und dem Lead von WO beträgt 0,29.

Insgesamt deuten die Ergebnisse auf signifikante, aber nur mäßig enge Zusammenhänge zwischen den untersuchten Reihen hin. Die Struktur der Korrelationen ergibt insgesamt das erwartete Ergebnis: Die Befragten nehmen die tatsächliche, heutige Inflationsrate am stärksten wahr; sie antizipieren sie mit einem Vorlauf von 3 Monaten; die TV-Berichterstattung orientiert sich wie die Verbraucher im Falle der vergangenen Preise an der tatsächlichen Inflationsrate; und die Wochenmedien scheinen eher reflektierend über die Inflationsrate der Vorperiode zu berichten.

9.3.2.2 Korrelationen zwischen Meinung und Berichterstattung

Tabellen 9.5(a), 9.6(a), 9.7(a) und 9.8(a) zeigen die Kreuzkorrelationen zwischen PP bzw. EP und TV bzw. WO.

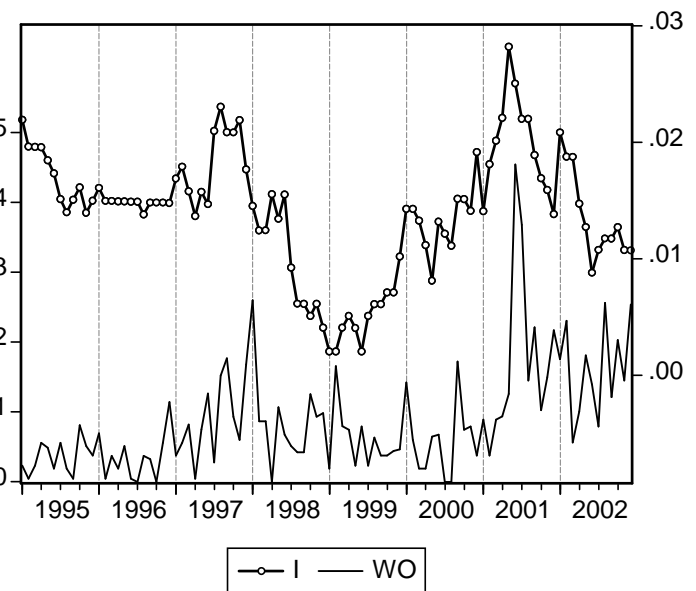
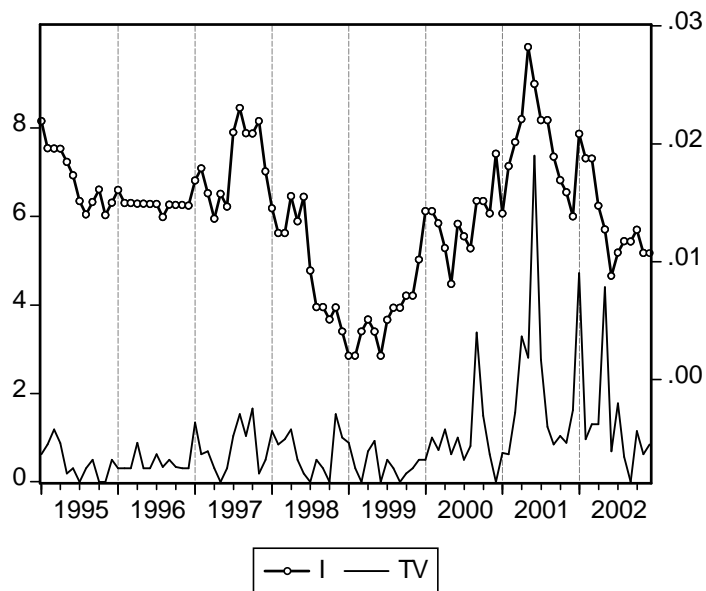
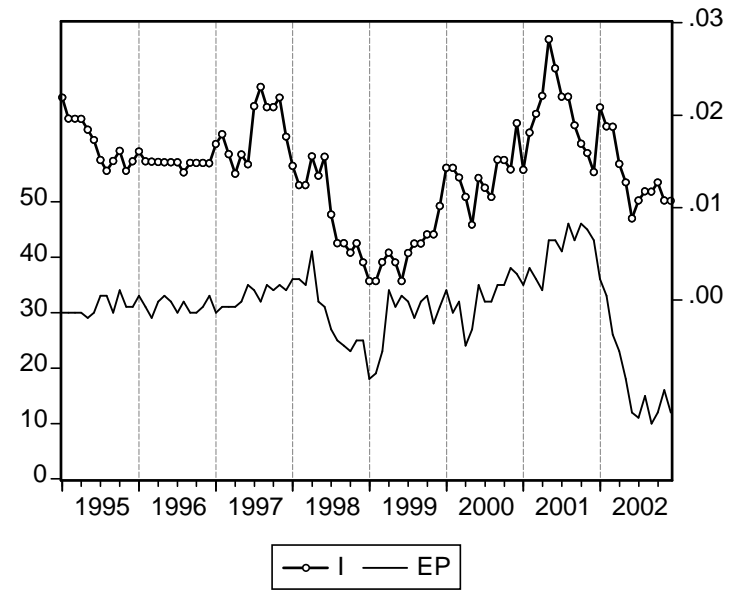
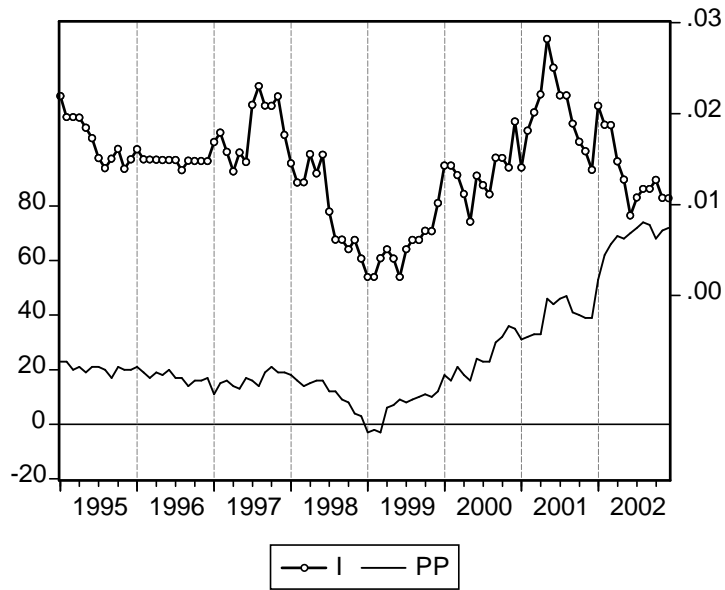


Abbildung 9.1: I (Inflation) gegen PP, EP, TV und WO

stats for	PP
=====	
Mean:	31.743056
S.D.:	18.914140
Min:	-3.0000000
Max:	74.000000
Obs:	144

(a) Statistiken

stats for	EP
=====	
Mean:	31.979167
S.D.:	10.377806
Min:	6.0000000
Max:	51.000000
Obs:	144

(a) Statistiken

stats for	TV
=====	
Mean:	0.9074354
S.D.:	1.0834079
Min:	0.0000000
Max:	7.3721000
Obs:	96

(a) Statistiken

stats for	WO
=====	
Mean:	0.8775365
S.D.:	0.7982610
Min:	0.0000000
Max:	4.5396000
Obs:	96

(a) Statistiken

cor[I,PP(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.353	0.000
-2	0.352	0.000
-1	0.357	0.000
0	0.363	0.000
1	0.358	0.000
2	0.345	0.000
3	0.326	0.000

(b) Kreuzkorrelationen

cor[I,EP(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.683	0.000
-2	0.674	0.000
-1	0.660	0.000
0	0.649	0.000
1	0.616	0.000
2	0.586	0.000
3	0.556	0.000

(b) Kreuzkorrelationen

cor[I,TV(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.217	0.034
-2	0.299	0.003
-1	0.339	0.001
0	0.396	0.000
1	0.338	0.001
2	0.298	0.003
3	0.233	0.022

(b) Kreuzkorrelationen

cor[I,WO(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.054	0.603
-2	0.138	0.179
-1	0.193	0.060
0	0.222	0.030
1	0.291	0.004
2	0.219	0.032
3	0.209	0.041

(b) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 I	0.003	0.957	0.957
PP	0.161	0.688	0.688
2 I	1.169	0.559	0.557
PP	0.348	0.841	0.840
3 I	2.727	0.439	0.436
PP	4.550	0.214	0.208

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 I	0.004	0.948	0.948
EP	1.186	0.278	0.276
2 I	0.333	0.847	0.846
EP	1.064	0.589	0.587
3 I	0.431	0.933	0.934
EP	1.455	0.693	0.693

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 I	4.574	0.035	0.032
TV	0.168	0.683	0.682
2 I	3.560	0.175	0.169
TV	0.204	0.903	0.903
3 I	4.177	0.251	0.243
TV	1.335	0.721	0.721

(c) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 I	5.090	0.026	0.024
WO	0.016	0.900	0.899
2 I	9.913	0.009	0.007
WO	0.805	0.670	0.669
3 I	10.815	0.017	0.013
WO	2.603	0.461	0.457

(c) Grangerkausalität

Tabelle 9.1: Statistiken I/PP

Tabelle 9.2: Statistiken I/EP

Tabelle 9.3: Statistiken I/TV

Tabelle 9.4: Statistiken I/WO

cor[PP,TV(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.413	0.000
-2	0.432	0.000
-1	0.420	0.000
0	0.375	0.000
1	0.344	0.001
2	0.298	0.003
3	0.294	0.004

(a) Kreuzkorrelationen

cor[PP,W0(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.466	0.000
-2	0.492	0.000
-1	0.506	0.000
0	0.503	0.000
1	0.487	0.000
2	0.469	0.000
3	0.469	0.000

(a) Kreuzkorrelationen

cor[EP,TV(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.113	0.273
-2	0.124	0.229
-1	0.153	0.137
0	0.187	0.068
1	0.242	0.017
2	0.204	0.046
3	0.253	0.013

(a) Kreuzkorrelationen

cor[EP,W0(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	-0.015	0.883
-2	0.017	0.869
-1	0.028	0.788
0	0.055	0.594
1	0.052	0.613
2	0.032	0.755
3	0.066	0.523

(a) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 PP	4.485	0.037	0.034
TV	9.171	0.003	0.002
2 PP	6.036	0.054	0.049
TV	9.036	0.014	0.011
3 PP	7.036	0.079	0.071
TV	12.285	0.009	0.006

(b) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 PP	11.340	0.001	0.001
W0	0.690	0.408	0.406
2 PP	8.901	0.014	0.012
W0	0.855	0.653	0.652
3 PP	7.653	0.061	0.054
W0	2.104	0.554	0.551

(b) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 EP	3.118	0.081	0.077
TV	0.108	0.743	0.742
2 EP	3.781	0.157	0.151
TV	0.282	0.869	0.868
3 EP	5.830	0.129	0.120
TV	0.300	0.960	0.960

(b) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 EP	0.004	0.950	0.950
W0	0.281	0.598	0.596
2 EP	0.309	0.857	0.857
W0	0.328	0.849	0.849
3 EP	0.684	0.877	0.877
W0	0.805	0.848	0.848

(b) Grangerkausalität

Tabelle 9.5: Statistiken TV/PP

Tabelle 9.6: Statistiken W0/EP

Tabelle 9.7: Statistiken TV/EP

Tabelle 9.8: Statistiken W0/EP

Der Zusammenhang zwischen der Wahrnehmung der vergangenen Preise (PP) und den Medienreihen ist mit Korrelationen zwischen 0,3 und 0,5 insgesamt mittelmäßig hoch. Die Medienreihen besitzen deutliche Vorlaufeigenschaften. Die maximale Korrelation zwischen PP und TV liegt bei Lag 2 von TV vor, zwischen PP und WO bei Lag 1. Der Zusammenhang zwischen WO und PP ist insgesamt höher, allerdings ist die Vorlaufeigenschaft von WO etwas undeutlicher als im Fall von TV.

Zwischen erwarteten Preisen (EP) und den Medienreihen liegt nur ein schwacher bis überhaupt kein Zusammenhang vor. Zwischen EP und TV liegen Korrelationen zwischen 0 und 0,25 vor, zwischen EP und TV beträgt die Korrelation statistisch 0. TV läuft der Reihe EP mit einer maximalen Korrelation bei Lead 3 von TV deutlich nach.

9.3.2.3 Korrelationen vor der Euro-Einführung

Die Ergebnisse können durch den offensichtlichen Strukturbruch nach der Euro-Einführung in 2002:1 deutlich verzerrt werden. Daher wurden die Tests für den Zeitraum bis 2001:12 wiederholt. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 9.9(a) und 9.10(a) dargestellt.

Deutlich sichtbar sind die viele höheren Zusammenhänge zwischen I und PP bzw. EP. Die Korrelationen reichen von 0,46 bis 0,86 und sind damit hoch. Sowohl EP als auch PP haben deutlichen Vorlauf von 3 Lags. Im Fall von PP sind Lag 0 bis Lag 3 nahezu in identischer Höhe mit I korreliert.

Ähnliche Ergebnisse (nicht ausgewiesen) ergeben sich zwischen PP bzw. EP und TV bzw. WO. Auch hier liegen die Korrelationen für den Zeitraum bis 2001:12 deutlich höher als für den Gesamtzeitraum. Überdies ergibt sich ein Vorlauf der Medienreihen.

Insgesamt wird deutlich, dass sich die Ergebnisse im Zeitraum vor der Euro-Einführung deutlich von denen im Gesamtzeitraum unterscheiden. Im Gesamtzeitraum sind die Korrelationen zwischen Medienreihen und Wahrnehmung der vergangenen Preise höher als die zwischen Inflation und Wahrnehmung vergangener Preise. Im Zeitraum vor der Euro-Einführung gilt das Gegenteil: Hier ist die Inflation deutlich höher mit der Preiswahrnehmung korreliert als die Medien.

9.3.3 Grangerkausalität

9.3.3.1 Grangerkausalität zwischen Inflation und Meinung/Berichterstattung

Tabellen 9.1(c), 9.2(c), 9.3(c) und 9.4(c) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests zwischen I und PP, EP, TV sowie WO.

Zwischen I und PP sowie zwischen I und EP liegen keine grangerkausalen Beziehungen vor. Bei einer Spezifikation mit einem Lag verhält sich I grangerkausal zu TV. In allen Spezifikationen sehr deutlich ist die Grangerkausalität von I zu WO.

Die Ergebnisse deuten folgenden Befund an: Zwischen der Inflation und Preiserwartung bzw. Preiswahrnehmung liegen keine Wechselwirkungen vor. Dagegen wird die Berichterstattung von der tatsächlichen Inflation schwach (TV) bzw. deutlich (WO) beeinflusst.

9.3.3.2 Grangerkausalität zwischen Meinung und Berichterstattung

Tabellen 9.5(b), 9.6(b), 9.7(b) und 9.8(b) zeigen verschiedene Grangerkausalitätstests zwischen PP bzw. EP und TV bzw. WO.

Zwischen PP und TV liegen bei allen Lagspezifikationen deutlich signifikante bis hochsignifikante Feedbackbeziehungen vor. Dagegen verhält sich WO nicht grangerkausal zu PP. In der Wechselwirkung zwischen diesen Variablen bestimmt die Preiswahrnehmung die Wochenmedienberichterstattung.

Zwischen EP und den Medienreihen finden sich kaum Indizien für Wechselwirkungen. Bei einer Spezifikation mit einem Lag verhält sich EP grangerkausal zu TV auf einem Niveau von 10%. Alle anderen Tests ergeben insignifikante Ergebnisse.

9.3.3.3 Grangerkausalität vor der Euro-Einführung

Tabellen 9.9(b) und 9.10(b) zeigen die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests im Zeitraum bis 2001:12. Die Ergebnisse unterscheiden sich im Wesentlichen nicht von denen für den Gesamtzeitraum. Wechselwirkungen scheinen nicht vorzuliegen.

cor[I,PP(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.855	0.000
-2	0.848	0.000
-1	0.848	0.000
0	0.846	0.000
1	0.811	0.000
2	0.757	0.000
3	0.691	0.000

(a) Kreuzkorrelationen

cor[I,EP(i)]		
=====		
i	r	p-Val
-3	0.806	0.000
-2	0.783	0.000
-1	0.766	0.000
0	0.751	0.000
1	0.712	0.000
2	0.677	0.000
3	0.638	0.000

(a) Kreuzkorrelationen

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 I	0.227	0.635	0.634
PP	0.307	0.580	0.579
2 I	2.896	0.240	0.235
PP	0.398	0.820	0.820
3 I	7.101	0.075	0.069
PP	4.837	0.191	0.184

(b) Grangerkausalität

Granger Causality Test (Joint significance Wald-Test)			
=====			
lag-order	Wald	p(F)	p(X2)
1 I	1.437	0.233	0.231
EP	0.212	0.646	0.645
2 I	0.462	0.794	0.794
EP	0.082	0.960	0.960
3 I	1.169	0.761	0.760
EP	1.592	0.662	0.661

(b) Grangerkausalität

Tabelle 9.9: Statistiken I/PP vor Euro

Tabelle 9.10: Statistiken I/EP vor Euro

9.3.4 VAR-Schätzung

9.3.4.1 Preiswahrnehmung

Vor der Spezifizierung eines VAR-Modells wurden die Reihen auf Nichtstationarität überprüft. Für TV und WO konnte die Nullhypothese einer Einheitswurzel klar verworfen werden. Für I wurde die Hypothese angenommen, allerdings nur knapp über 10%-Niveau. Für PP wird die Nullhypothese klar angenommen. I ist also möglicherweise $I(1)$, PP wahrscheinlich. Abbildung 9.2 zeigt den bereits aus Abbildung 9.1 bekannten Verlauf von I und PP in einer etwas anderen Darstellung.

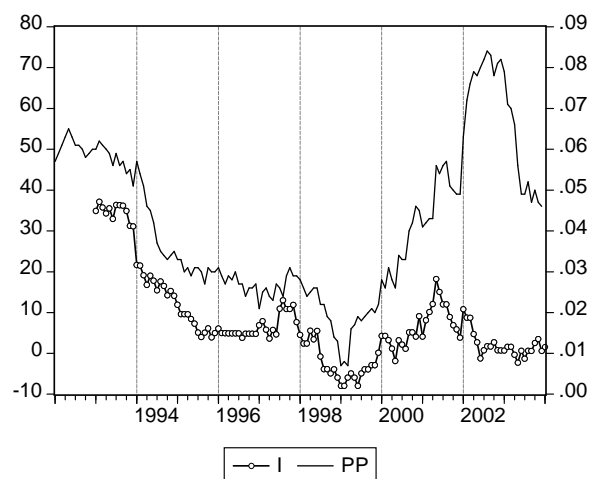


Abbildung 9.2: I gegen PP

Der Verlauf zwischen I und PP ist bis 1998:12 fast parallel. Für diesen Zeitraum wird die Hypothese einer Einheitswurzel für beide Reihen klar angenommen. Zudem signalisieren Tests für diesen Zeitraum eine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen. Ab 1999:1, nachdem der Euro als Buchgeld eingeführt wurde, löst sich die Preiswahrnehmung zunehmend von der tatsächlichen Preisentwicklung. Dies kulminiert nach der Einführung des Euro 2002:1 als Bargeld, als trotz zurückgehender Inflationsraten die Preiswahrnehmung stark steigende Preise signalisiert. Gegen Ende des Untersuchungszeitraum scheinen sich Preiswahrnehmungen wieder den ursprünglichen Gesetzen zu nähern. Liegen Strukturbrüche vor, sind die üblichen Tests auf Einheitswurzeln und Kointegrationsbeziehungen aufgrund der impliziten Fehlspezifikation der Gleichungen natürlich invalide.

Es ist also von drei Strukturbrüchen auszugehen: 1999:1 und 2002:1 und am Ende des Untersuchungszeitraum. Mit entsprechend definierten (0,1)-Regressoren DEURO1 (1 für 1999:1 bis 2001:12), DEURO (1 für 2002:1 bis 2003:4) und DEURO2 (1 für 2003:5 bis 2003:12) konnte eine Gleichung geschätzt werden, um auf Strukturbrüche zu testen. Tabelle 9.11 zeigt die Ergebnisse der LS-Schätzungen. Es wird deutlich, dass die Einführung des Euros als Bargeld (DEURO) das Niveau der Preiswahrnehmung deutlich um ca. 17 Punkte nach oben verschiebt. Durch die Einführung des Euros als Buchgeld (DEURO1) verändert sich das Niveau nicht, wohl aber der Steigungsparameter (Koeffizient von $DEURO1 \cdot I(-1)$). Mit anderen

Worten schlagen sich nun Änderungen der Inflationsrate fast doppelt so hoch in der Preiswahrnehmung wieder.

Dependent Variable: PP				
Method: Least Squares				
Date: 03/04/05 Time: 10:17				
Sample(adjusted): 1993:02 2003:12				
Included observations: 131 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PP(-1)	0.675877	0.051676	13.07909	0.0000
C	-0.301816	0.764936	-0.394564	0.6939
DEURO1	0.811304	1.286549	0.630605	0.5295
DEURO	17.05933	5.165327	3.302663	0.0013
DEURO2	11.06949	6.981596	1.585524	0.1154
I(-1)	340.1750	61.88403	5.496976	0.0000
DEURO1*I(-1)	276.5538	92.06801	3.003799	0.0032
DEURO*I(-1)	78.41272	252.0359	0.311117	0.7562
DEURO2*I(-1)	-307.3223	605.4801	-0.507568	0.6127
R-squared	0.976934	Mean dependent var	29.87786	
Adjusted R-squared	0.975421	S.D. dependent var	18.82144	
S.E. of regression	2.950738	Akaike info criterion	5.068216	
Sum squared resid	1062.236	Schwarz criterion	5.265748	
Log likelihood	-322.9681	F-statistic	645.8965	
Durbin-Watson stat	2.141771	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabelle 9.11: LS-Schätzung auf Strukturbrüche in PP

Die Spezifikation eines VAR-Modells mit Strukturbrüchen in den Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen ist nicht ohne weiteres möglich. Im weiteren wurde unter Vernachlässigung dieses Strukturbruchs ein 4-variables VAR mit den endogenen Variablen I, PP, TV und WO spezifiziert und den (0,1)-Regressoren DEURO1 und DEURO geschätzt. DEURO2 fiel aus dem Untersuchungszeitraum heraus. Tests ergaben eine optimale Laglänge von 1. Tabelle 9.12 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.

Die Inflation I wird ausschließlich durch ihre eigene Vergangenheit erklärt. Alle anderen Parameter sind deutlich insignifikant. Die Variable I kann also als exogen angesehen werden. Insbesondere hat die Einführung des Euro keine signifikante positive Niveaushiftung mit sich gebracht. PP wird mit $\bar{R}^2 = 0,98$ fast vollständig erklärt. Signifikante Koeffizienten finden sich vor den Regressoren I(-1), PP(-1), TV(-1), der Konstanten und den Euro-Regressoren. Die Einführung des Euro als Buchgeld verschiebt das Niveau um mehr als 3 Punkte, die Einführung als Bargeld um fast 15 Punkte nach oben. TV wird mit $\bar{R}^2 = 0,27$ kaum erklärt. Dies liegt insbesondere an den o.g. Ausreißern in den Jahren 2000 bis 2002. Dasselbe gilt für das ebenfalls geringe \bar{R}^2 von 0,37 in der letzten Gleichung. TV wird signifikant von seiner eigenen Vergangenheit, I(-1) und den Euro-Dummies erklärt. Die Vorzeichen der Koeffizienten dieser Variablen weisen sämtlich in die richtige Richtung. WO wird signifikant von vergangenen TV und marginal insignifikant von seiner eigenen Vergangenheit erklärt.

Die Nullhypothese multivariat normalverteilter Residuen wird hochsignifikant verworfen. Dies liegt hauptsächlich an den Ausreißern bei TV und WO, aber auch die I-Residuen sind univariat nur mit einem p-Wert von 9% normalverteilt. Für die PP-Residuen wird die Hypothese der Normalverteilung nicht verworfen. Serielle Korrelation der Residuen kann ebenfalls nicht verworfen werden. Die geschätzten Standardfehler und p-Werte sind somit nur asymptotisch gültig. Die Nullhypothese der Abwesenheit

von Heteroskedastizität wird klar verworfen. Die Schätzer sind somit also konsistent, nicht aber effizient. Auch serielle Korrelation der Residuen wird eindeutig nicht verworfen. Trotz der insgesamt unbefriedigenden Tests bezüglich der Residuen ergaben alternative Spezifikationen von Eingleichungsmodellen mit heteroskedastiekonsistenten Varianz-Kovarianz-Matrizen qualitativ gleiche Ergebnisse.

Abbildung 9.3 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Die Antworten von I auf Schocks in den anderen Variablen wurden nicht ausgewiesen, da unter plausiblen Annahmen I als exogen betrachtet werden kann. Auf PP wirken sich neben PP-Schocks selbst Schocks in I deutlich aus. Schocks in TV wirken trotz des signifikanten Koeffizienten von TV(-1) in der 2. Gleichung nur marginal auf PP. Schocks in WO dagegen bleiben ohne Einfluss auf PP. TV reagiert marginal auf Schocks in I. WO reagiert marginal auf I und PP sowie deutlich auf TV. Die Reaktion auf die PP-Schocks ist aber deutlich ein Artefakt der Korrelation der I- und PP-Residuen. Wird I als exogen betrachtet, verschwinden diese Artefakte.² Insgesamt verlieren sich die Wirkungen von Schocks auf die Medienreihen recht schnell, bei PP bleiben sie lange erhalten.

Insgesamt ergibt sich aus der VAR-Analyse folgender Befund: Die Inflationsrate ist exogen. Die Wahrnehmung der vergangenen Preise wird von der tatsächlichen Inflation und marginal von der Fernsehberichterstattung getrieben. Der Einfluss der tatsächlichen Inflationsrate kann dabei als bestimmend bezeichnet werden. Die Medien reagieren nur marginal auf die tatsächliche Inflation. Die marginale Reaktion der Wochenmedien auf die Preiswahrnehmung ist ein statistisches Artefakt. Innerhalb der Medien orientieren sich die Wochenmedien an der Fernsehberichterstattung.

Die Analyse wird erschwert durch nicht modellierte Strukturbrüche durch die Einführung des Euros. Diese verursacht Änderungen in dem Mechanismus, wie die Preiswahrnehmung zustande kommt. Diese Änderung kann nicht auf eine veränderte Berichterstattung zurückgeführt werden. Die Euro-Debatte, welche die Einführung des Euros begleitete und dieser eine preistreibende Wirkung unterstellte, lässt sich also weder auf übertriebene Medienberichterstattung noch auf tatsächliche Preissteigerungen zurückführen. Vielmehr ergab sich diese verzerrte Wahrnehmung aus einer verdoppelten Sensibilität der Wirtschaftssubjekte gegenüber Preissteigerungen und einem generell gestiegenen Niveau der Preiswahrnehmung.

9.3.4.2 Preiserwartung

Ähnlich wie in Abschnitt 9.3.4.1 ergeben Tests hier klare Indizien für eine Einheitswurzel bei EP. Auch bei EP sind deutlich Strukturbrüche zu erkennen, insbesondere ab 2002:1. Bei den Strukturbrüchen handelt es sich um Niveauverschiebungen. Änderungen anderer Parameter sind insignifikant. Eine Modellierung des Systems mit additiven (0,1)-Regressoren ist demnach angemessen.

Tests ergeben eine optimale Laglänge von 1. Wieder wurden die Dummies DEURO1 und DEURO aufgenommen. Tabelle 9.13 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.

Die erste Gleichung unterscheidet sich qualitativ nicht von den Ergebnissen aus Abschnitt 9.3.4.1. Wieder ist das autoregressive Verhalten von I bestimmend. Der Autoregressionsparameter wird mit 0,87

²Exogenität von I impliziert in diesem Fall, bei der Dekomposition der Varianz-Kovarianz-Matrix das Choleztzky-Verfahren anzuwenden und I an die Spitze der Choleztzky-Ordnung zu stellen

allerdings etwas niedriger geschätzt als in der Regression mit PP. Wieder wird ca. 80% der Varianz erklärt. In die Gleichung für EP fließen die Lags von EP und I sowie die Konstante und die Dummies signifikant ein. Die Reaktion auf die Inflationsrate ist geringer als im Fall PP. Durch die Einführung des Euros in 2002 senken sich die Preiserwartungen signifikant um ca. 6 Punkte ab. Das \bar{R}^2 von 0,83 bedeutet eine gute Erklärung der Varianz, welche allerdings geringer ausfällt als in der entsprechenden Gleichung für PP. Die Schätzung für TV fällt ähnlich aus wie in Abschnitt 9.3.4.1. Signifikant fließen nur I(-1), C, DEURO1 und DEURO ein. Die Eurodummies sind jeweils signifikant positiv. Das \bar{R}^2 beträgt 0,28. WO wird ebenfalls von I(-1) erklärt. Darüber hinaus fließen die Lags beider Medienreihen und die Euro-Dummies signifikant ein.

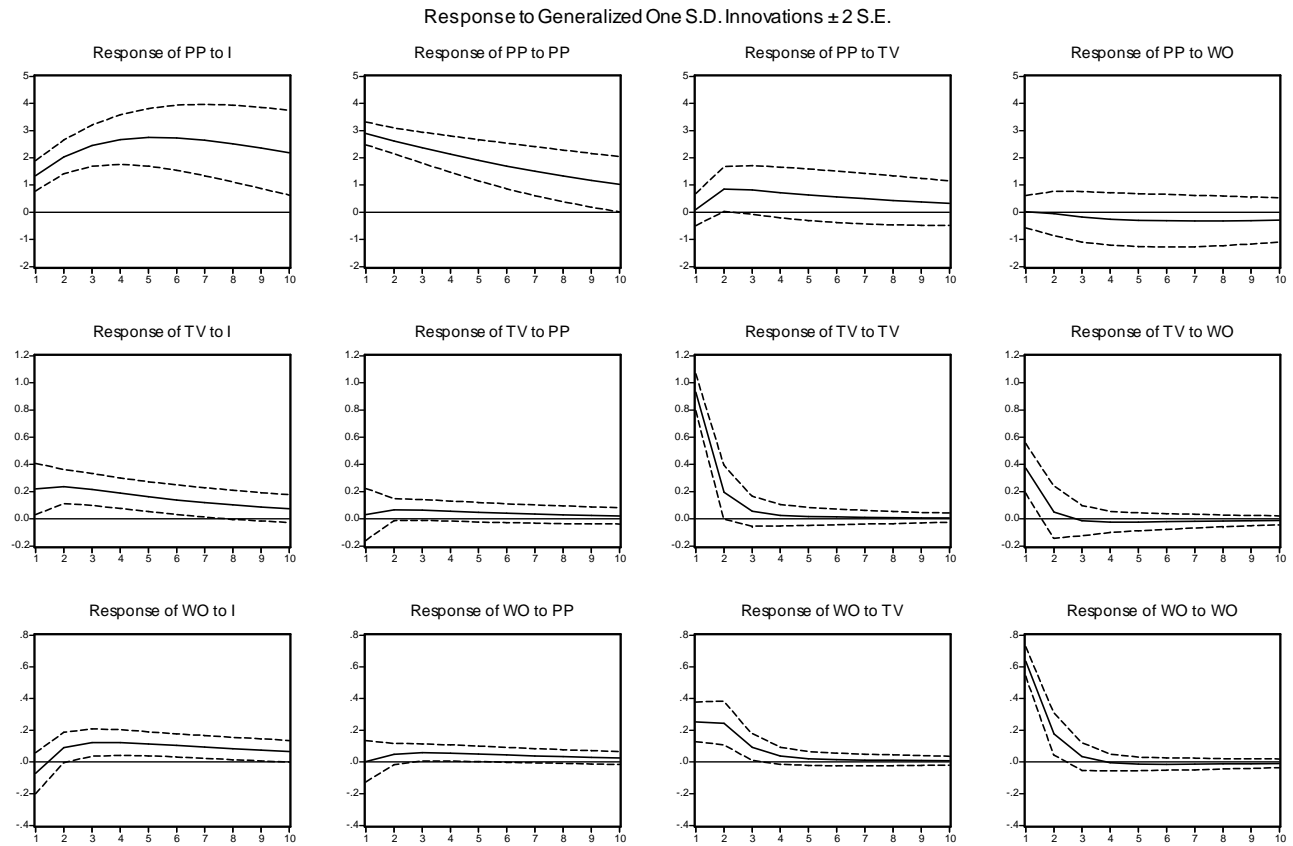
Die I- und EP-Residuen scheinen univariat normalverteilt zu sein, die TV- und WO-Residuen verletzen diese Annahme. Insgesamt wird die Hypothese, die Residuen seien multivariat normalverteilt, deutlich verworfen. Wie bereits an anderen Stellen beobachtet, ist dies vor allem auf die Ausreißer in den Reihen TV und WO zurückzuführen. Die Tests auf Autokorrelation ergeben gemischte Resultate. Für die ersten 3-4 Lags der Residuen scheint keine Autokorrelation vorzuliegen. Erst bei Lags höherer Ordnung werden die Teststatistiken signifikant. Hier sei wieder auf das Problem der Ausreißer verwiesen, die zufällige signifikante Ergebnisse erzeugen können. Auch Abwesenheit von Heteroskedastie der Fehler muss verworfen werden.

Insgesamt verlaufen auch hier nicht alle Residualtests befriedigend. Der Vergleich mit den Ergebnissen der Schätzung für das Modell mit PP (Tabelle 9.12) zeigt aber insbesondere für WO etwas plausiblere und bessere Schätzungen für die Standardfehler der Koeffizienten.

Es sei noch darauf hingewiesen, dass in einer separaten OLS-Schätzung für I ohne TV, WO und den Euro-Dummies die Variable EP(-1) ebenfalls Signifikanz erreicht. Interessanterweise enthält die Reihe EP also Informationen über zukünftige I.

Abbildung 9.4 zeigt die Impulse-Response-Funktionen für das System. EP reagiert auf Schocks in I und EP selbst. Der Einfluss von Schocks in TV und WO geht gegen Null. Schocks in I und EP wirken dagegen auf TV und in sehr eingeschränkter Höhe auch marginal auf WO. Zwischen den Medien findet sich wieder das Bild, dass TV-Schocks auf WO wirken, umgekehrt aber kein Effekt festzustellen ist.

Insgesamt finden sich für die Preiserwartungen keine Medieneffekte. EP wird deutlich von seiner eigenen Vergangenheit und der vergangenen Inflation getrieben. Die Einführung des Euro führt darüber hinaus zu einer Senkung der Preiserwartungen bei den Wirtschaftssubjekten. Dagegen reagiert die Medienberichterstattung positiv auf die Einführung des Euros. Möglicherweise existiert ein marginaler Effekt von den Preiserwartung auf die TV-Berichterstattung. Zwischen den Medien dominieren die Fernsehnachrichten.



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.3: Impulse-Response-Funktionen für PP,TV und WO

VAR-Estimates
Sample: 1995:02 2002:12
Obs: 95

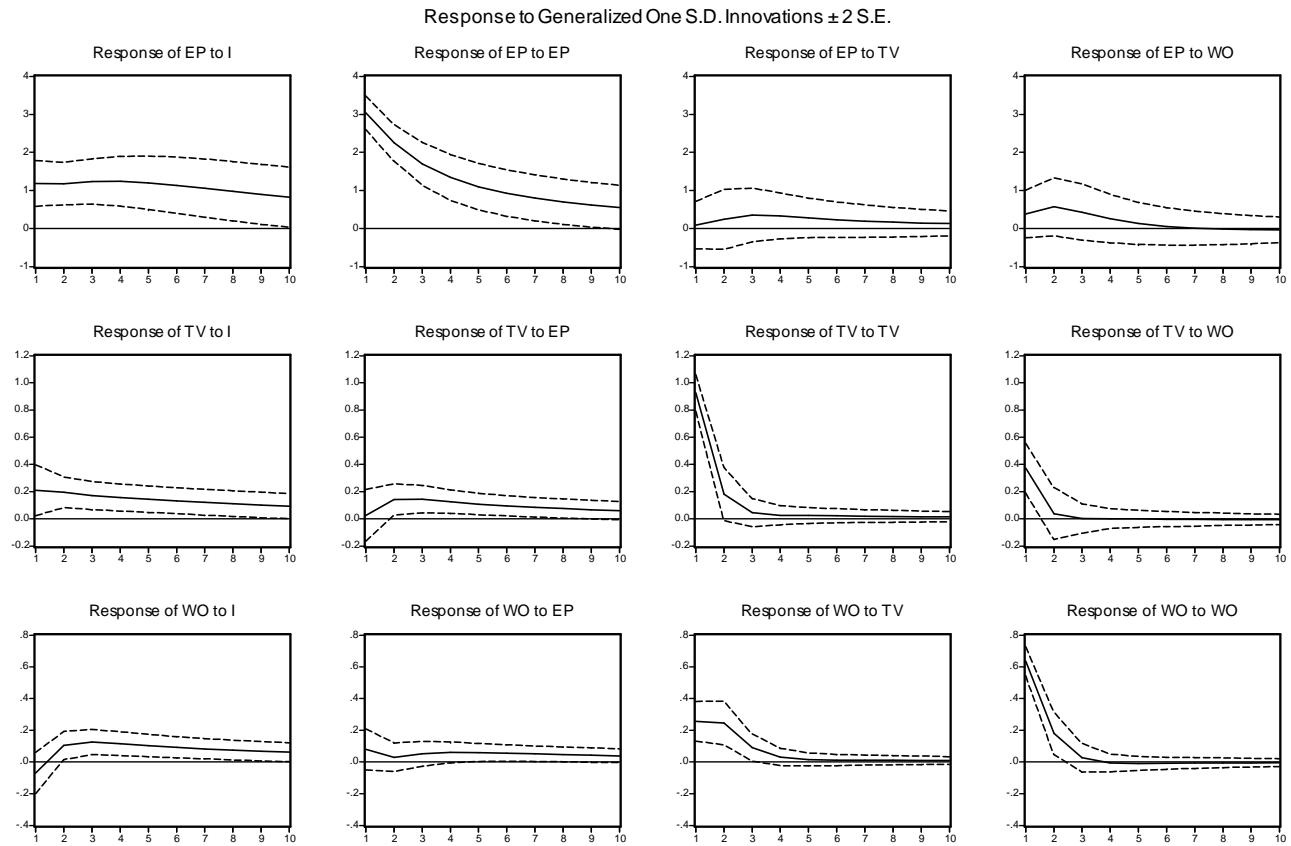
	I	EP	TV	WO
I(-1)	0.8665 0.000	186.9645 0.029	48.6647 0.061	36.0546 0.044
EP(-1)	0.0001 0.209	0.6666 0.000	0.0312 0.139	-0.0080 0.577
TV(-1)	-0.0002 0.578	-0.0876 0.826	0.1765 0.147	0.1906 0.024
WO(-1)	-0.0001 0.861	0.6266 0.239	-0.0424 0.793	0.1932 0.084
C	-0.0004 0.797	7.1623 0.000	-1.2258 0.022	0.0992 0.784
DEURO1	0.0002 0.706	1.7050 0.037	0.5551 0.026	0.3002 0.078
DEURO	0.0009 0.408	-6.1043 0.000	1.2045 0.004	0.5792 0.039
R2	0.8131818	0.8450530	0.3225129	0.4088285
adj. R2	0.8004442	0.8344884	0.2763206	0.3685214
mean dep.	0.0139521	30.757895	0.9104505	0.8843232
s.d. dep.	0.0054057	7.4786445	1.0887505	0.7997067
s.e. eq.	0.0024148	3.0425453	0.9261929	0.6354920

Tabelle 9.13: VAR-Schätzungen für I, EP, TV und WO

VAR-Estimates
Sample: 1995:02 2002:12
Obs: 95

	I	PP	TV	WO
I(-1)	0.9563 0.000	335.6044 0.001	93.9208 0.002	20.1036 0.329
PP(-1)	0.0000 0.466	0.7671 0.000	-0.0155 0.283	0.0069 0.484
TV(-1)	-0.0002 0.464	0.7318 0.059	0.1442 0.245	0.2034 0.017
WO(-1)	0.0001 0.850	-0.3912 0.438	0.0330 0.838	0.1682 0.130
C	0.0008 0.349	-1.8285 0.087	-0.7079 0.041	-0.0156 0.947
DEURO1	0.0008 0.276	3.3654 0.000	0.8287 0.003	0.2013 0.282
DEURO	0.0015 0.460	14.6246 0.000	1.6664 0.040	0.3149 0.565
R2	0.8109310	0.9789433	0.3144834	0.4100441
adj. R2	0.7980400	0.9775076	0.2677437	0.3698198
mean dep.	0.0139521	25.536842	0.9104505	0.8843232
s.d. dep.	0.0054057	19.300981	1.0887505	0.7997067
s.e. eq.	0.0024293	2.8946562	0.9316653	0.6348383

Tabelle 9.12: VAR-Schätzungen für I, PP, TV und WO

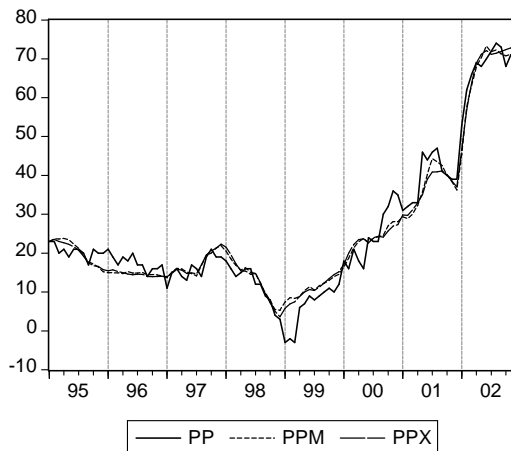


Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.4: Impulse-Response-Funktionen für EP,TV und WO

9.3.5 Modell-Simulation

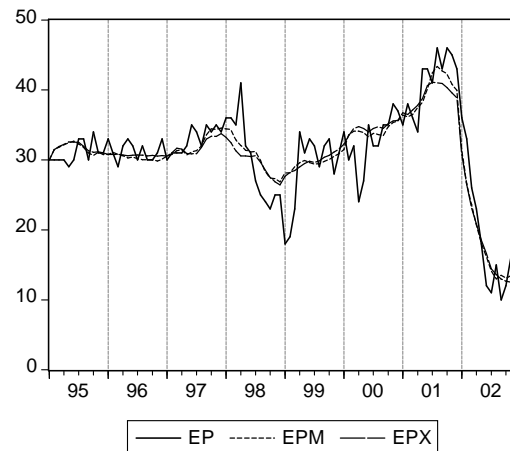
Für PP und EP wurden analog zu den Spezifikationen in den VARs Eingleichungsmodelle erstellt. Im ersten Schritt wurden die Variablen TV und WO aus den Gleichungen ausgeschlossen und aus den aktuellen Werten von I die Reihen PPX und EPX simuliert. Im nächsten Schritt wurden TV und WO wieder aufgenommen und die Reihen PPM und EPM simuliert. Abbildungen 9.5 und 9.6 zeigen die Ergebnisse der Simulationen.



Simulation von PP mit Medien (PPM) und ohne
Medien (PPX)

$$\begin{aligned}\sum (PP - PPM)^2 &= 1252.074, \\ \sum (PP - PPX)^2 &= 1283.592\end{aligned}$$

Abbildung 9.5: Simulation von PP



Simulation von EP mit Medien (EPM) und ohne
Medien (EPX)

$$\begin{aligned}\sum (EP - EPM)^2 &= 980.8967, \\ \sum (EP - EPX)^2 &= 1108.785\end{aligned}$$

Abbildung 9.6: Simulation von EP

Optisch ergeben sich kaum Unterschiede zwischen den Simulationen. PPM trifft in 2001 das Zwischenhoch etwas besser als PPX. EPM trifft die Hochs in 1997/98 und 2001 besser als EPX. Die Summe der quadrierten Abweichungen wird im Fall PP durch die Zunahme von TV und WO nur um etwa 30 Punkte, im Fall EP um immerhin 128 Punkte verbessert.

9.3.6 Zusammenfassung

Aufgrund von optischen Betrachtungen, Kreuzkorrelationen und Grangerkausalität waren zunächst keine klaren Ergebnisse feststellbar. In einzelnen Fällen konnte ein allgemeiner Zusammenhang aufgedeckt werden, strukturierte kausale Beziehungen konnten aber nicht nachgewiesen werden. Verantwortlich dafür waren die bei diesen Betrachtungen implizite Beschränkung auf bivariate Zusammenhänge und die Missachtung von strukturellen Änderungen im Zeitverlauf. Im weiteren Verlauf konnte gezeigt werden, dass sich durch die Einführung des Euros wichtige Parameter des Modells veränderten. Das betraf zum einen den Zeitpunkt der Einführung des Euros als Buchgeld 1999, zum anderen die Einführung als Bargeld im Jahr 2002. Diese Effekte konnten durch eine Niveauverschiebung von Preiswahrnehmung und Preiserwartungen angemessen modelliert werden. Unter Berücksichtigung dieser Effekte und Anwendung eines

multivariaten Ansatzes konnte festgestellt werden, dass weder Preiserwartungen noch Preiswahrnehmungen von Medienberichterstattung signifikant beeinflusst werden. Eher ließ sich ein marginaler Effekt der Preiserwartung auf die Fernsehberichterstattung feststellen. Dies in Verbindung mit dem nicht näher untersuchten Ergebnis, das die Preiserwartung der Inflation vorausläuft, lässt einen gewissen zusätzlichen Informationsgehalt in der Reihe der Preiserwartungen vermuten.

Insgesamt orientieren sich die Meinungen der Wirtschaftssubjekte an der tatsächlichen Inflation. Medienwirkungen liegen nicht vor. Aufgrund der täglichen Erfahrung der Wirtschaftssubjekte mit Preisen ist dieses Ergebnis kaum verwunderlich.

9.4 Erwartungen der Arbeitslosigkeit

9.4.1 Beschreibung

Abbildung 9.7 zeigt die Verläufe von laufender jährlicher Veränderungsrate der Industrieproduktion (PIIP), negativer laufender jährlicher Veränderungsrate der Arbeitslosenquote (PU), Fernsehmedienberichterstattung über die Wirtschaftslage und den Arbeitsmarkt (TV) und die entsprechende Wochenmedienberichterstattung (WO) im Vergleich zu den negativen Erwartungen über die Entwicklung der Arbeitslosigkeit. Dabei ist

$$\text{PIIP}_t := \frac{\text{IIP}_t - \text{IIP}_{t-12}}{\text{IIP}_{t-12}} \quad (9.1)$$

$$\text{PU}_t := \frac{U_t - U_{t-12}}{U_{t-12}} \quad (9.2)$$

Die Reihen wurden in den Grafiken mit Vorzeichen derart versehen, dass ein höherer Wert grundsätzlich für eine bessere Lage am Arbeitsmarkt im Sinne einer niedrigeren Arbeitslosigkeit steht.

In der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraum fällt der klassische Vorlauf der Industrieproduktion vor der Arbeitslosigkeit und den entsprechenden Erwartungen auf. Im letzten Drittel des Untersuchungszeitraums beginnt sich dieser Zusammenhang zu lösen. In 2002-2003 finden sich Anzeichen eines so genannten *jobless growth* – der schwache Aufschwung führt zu keiner Reduktion der Arbeitslosigkeit. Hier stellt sich auch ein Auseinanderdriften von Erwartung und tatsächlicher Arbeitslosigkeit ein. Während die Erwartungen die Bewegung der Industrieproduktion nachvollziehen und eine Besserung am Arbeitsmarkt antizipieren, steigt die tatsächliche Arbeitslosigkeit weiter an.

Zwischen den Medienreihen und den Erwartungen scheint ein leichter Vorlauf ersterer erkennbar zu sein. Insbesondere in den Jahren 2001 und 2002 verlaufen die Medienreihen allerdings sehr erratisch.

9.4.2 Kreuzkorrelationen

Tabelle 9.15 zeigt die Struktur der Kreuzkorrelationen zwischen PIIP, PU, EU, TV und WO. Deutlich erkennbar ist zunächst der klare Vorlauf von PIIP. Beispielsweise betragen die Korrelationen zwischen PIIP und PU mit abnehmender Verzögerung von PIIP $-0,48$, $-0,41$, $-0,35$, $-0,25$ und $-0,17$. Im Zeitraum 1993:1 bis 2004:12 (nicht ausgewiesen) ist der Zusammenhang generell noch höher. Die maximale Korrelation liegt hier zwischen PIIP(-6) und PU mit $-0,72$ vor. Auch den Erwartungen und den Medien läuft PIIP klar mit einer Korrelation von $0,50$ und $0,56$ voraus.

Der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und den Erwartungen beträgt generell $0,90$ und darüber. Auch hier ist ein deutlicher Vorlauf der „realen Reihe“ zu erkennen. Der Zusammenhang zwischen der tatsächlichen Arbeitslosigkeit und den Medien ist mit ca $0,65$ aufgrund der höheren Volatilität der Medienreihen etwas geringer. Zwischen PU und TV ist ein schwach sichtbarer Vorlauf der TV-Reihe erkennbar. PU und WO scheinen dagegen eindeutig gleichzulaufen.

Die Fernsehberichterstattung läuft den Erwartungen zwei Perioden voraus. Der Zusammenhang beträgt hier $-0,67$. WO läuft den Erwartungen mit 1 bis 2 Perioden bei einer Korrelation von $-0,64$ voraus.

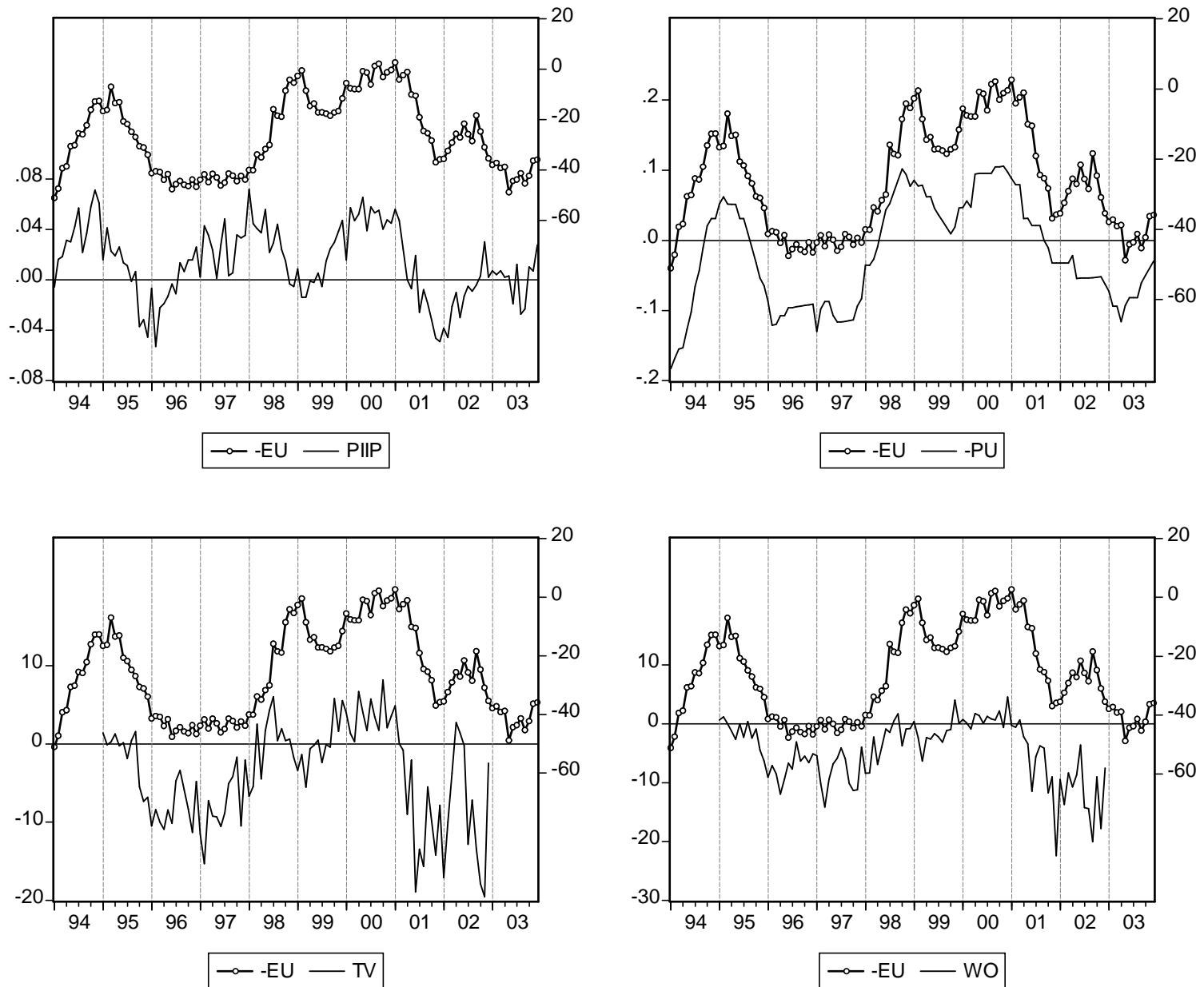


Abbildung 9.7: EU gegen PIIP, PU, TV und WO

stats for	PIIP	PU	EU	TV	WO
Mean:	0.008	0.030	29.73	-3.773	-4.883
S.D.:	0.036	0.081	15.43	6.402	5.454
Min:	-0.105	-0.106	-2.600	-19.52	-22.40
Max:	0.072	0.215	57.60	8.171	4.526
Obs:	144	144	156	96	96

Tabelle 9.14: Statistiken für PIIP, PU, EU, TV und WO

	PIIP	PIIP(-1)	PIIP(-2)	PU	PU(-1)	PU(-2)	EU	EU(-1)	EU(-2)	TV	TV(-1)	TV(-2)	WO	WO(-1)	WO(-2)
PIIP	1.00	0.79	0.76	-0.35	-0.25	-0.17	-0.29	-0.23	-0.17	0.46	0.47	0.41	0.43	0.43	0.32
PIIP(-1)				-0.41			-0.36			0.53			0.50		
PIIP(-2)				-0.48			-0.42			0.52			0.56		
PU				1.00	0.98	0.95	0.93	0.90	0.87	-0.63	-0.65	-0.67	-0.65	-0.66	-0.65
PU(-1)							0.94			-0.60			-0.65		
PU(-2)							0.93			-0.55			-0.64		
EU							1.00	0.96	0.92	-0.56	-0.64	-0.67	-0.59	-0.64	-0.64
EU(-1)										-0.48			-0.57		
EU(-2)										-0.42			-0.50		
TV										1.00	0.70	0.66	0.70	0.62	0.58
TV(-1)													0.70		
TV(-2)													0.70		
WO													1.00	0.72	0.70
WO(-1)															
WO(-2)															

Tabelle 9.15: Kreuzkorrelationen zwischen PIIP, PU, EU, TV und WO

Pairwise Granger Causality Tests

Lags included in test-VAR:	1	2	3	4	5
PU does not Granger Cause PIIP	0.565	0.053	0.045	0.029	0.058
PIIP does not Granger Cause PU	0.000	0.000	0.038	0.090	0.374
EU does not Granger Cause PIIP	0.994	0.306	0.027	0.032	0.173
PIIP does not Granger Cause EU	0.001	0.001	0.017	0.157	0.543
TV does not Granger Cause PIIP	0.044	0.408	0.615	0.759	0.580
PIIP does not Granger Cause TV	0.002	0.040	0.023	0.038	0.078
WO does not Granger Cause PIIP	0.144	0.160	0.104	0.112	0.173
PIIP does not Granger Cause WO	0.006	0.037	0.072	0.047	0.020
EU does not Granger Cause PU	0.227	0.102	0.029	0.018	0.080
PU does not Granger Cause EU	0.007	0.000	0.000	0.000	0.001
TV does not Granger Cause PU	0.071	0.175	0.112	0.212	0.227
PU does not Granger Cause TV	0.006	0.037	0.003	0.004	0.004
WO does not Granger Cause PU	0.224	0.230	0.442	0.561	0.410
PU does not Granger Cause WO	0.001	0.083	0.004	0.005	0.006
TV does not Granger Cause EU	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001
EU does not Granger Cause TV	0.147	0.980	0.878	0.927	0.855
WO does not Granger Cause EU	0.002	0.007	0.036	0.018	0.043
EU does not Granger Cause WO	0.018	0.101	0.208	0.285	0.191
WO does not Granger Cause TV	0.019	0.284	0.140	0.042	0.086
TV does not Granger Cause WO	0.000	0.002	0.006	0.010	0.004

Tabelle 9.16: Grangerkausalitätstests zwischen PIIP, PU, EU, TV und WO

Zwischen den Medien liegt ein klarer Vorlauf der TV-Medien vor.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Bestimmend bleibt in allen Fällen die Veränderungsrate der Industrieproduktion. Sie läuft allen anderen Reihen voraus. Die Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit läuft den Erwartungen voraus, mit den Wochenmedien läuft sie gleich, während ihr die TV-Medien vorlaufen. Die Erwartungen werden von der Industrieproduktion, der Arbeitslosigkeit, den TV- und Wochenmedien antizipiert.

9.4.3 Grangerkausalität

Tabelle 9.16 zeigt die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests. Die Test-VARs wurden mit 1 bis 5 Lags spezifiziert. Die Tests bestätigen im Großen und Ganzen das Bild aus Abschnitt 9.4.2. PIIP verhält sich grangerkausal zu allen anderen Reihen. In der mittleren Frist scheint aber auch PU zur Prognose von PIIP beizutragen. Möglicherweise gilt dies auch für die Erwartungen, allerdings ist dieses Resultat nur bei einer Spezifikation mit 3 oder 4 Lags zu erzielen. Die Medien verhalten sich nicht grangerkausal zu PIIP.

Auch PU verhält sich grangerkausal zu allen anderen Reihen. Umgekehrt besitzt auch EU Prognosekraft für PU. Die getrennte bivariate Betrachtung führt also zu dem Schluss, dass zwischen den Reihen PIIP, PU und EU Feedbackbeziehungen existieren. Die Medien dagegen verhalten sich nicht grangerkausal zu PU.

Dagegen sind klare Medienwirkungen auf die Erwartungen zu konstatieren. Sowohl TV als auch WO verhalten sich bei allen Lagspezifikationen grangerkausal zu EU. Für die umgekehrte Wirkungsrichtung gibt es kaum Evidenz. Wie üblich findet sich auch eine klare Grangerkausalität von TV zu WO.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Zwischen Produktion, Arbeitslosigkeit und Erwartungen herrschen Feedbackbeziehungen. Produktion und Arbeitslosigkeit prägen das Medienbild, welches wiederum starke Wirkungen auf die Erwartungen entfaltet.

9.4.4 VAR-Schätzungen

Zur weiteren Analyse wurde ein VAR mit den 5 endogenen Variablen PIIP, PU, EU, TV und WO spezifiziert. Tests ergaben eine optimale Laglänge von 2 Lags. Parameterschätzungen, Grangerkausalitätstests, die Analyse der Impulse-Response-Funktionen und der Vergleich der \bar{R}^2 -Werte zeigten, dass die Variable WO aus dem System ohne Verlust von Information oder Effizienz eliminiert werden kann. Das VAR wurde also mit den 4 Variablen PIIP, PU, EU und TV respezifiziert. Dabei konnte mit einer Laglänge größer 1 nur für PIIP eine leicht verbesserte Schätzung erreicht werden. Dem Prinzip der Modell-Sparsamkeit folgend, wurde deshalb eine Laglänge von 1 gewählt. Tabelle 9.17 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen.

Die erste Gleichung ergibt für PIIP einen Erklärungsgrad von 0,64. Signifikant sind die Koeffizienten von PIIP(-1), EU(-1) und TV(-1). In den TV-Reihen scheinen also – schließt man eine kausale Interpretation aus – mindestens Informationen für PIIP enthalten zu sein. Das Vorzeichen des Koeffizienten von PU(-1) weist in eine interessante Richtung, eine steigende Arbeitslosigkeit scheint mit steigender Produk-

tion in der Folgeperiode verbunden zu sein. In der zweiten Gleichung sind die Koeffizienten von PIIP(-1) und PU(-1) hochsignifikant. Eine steigende Produktion bewirkt dabei erwartungsgemäß eine sinkende Arbeitslosigkeit. EU wird signifikant von seiner eigenen Vergangenheit, der vergangenen Arbeitslosigkeit und der TV-Berichterstattung bestimmt. Die Varianz von EU und PU wird mit $\bar{R}^2 = 0,96$ bzw. $\bar{R}^2 = 0,94$ zu einem großen Teil erklärt. Auch der Erklärungsgrad für TV ist mit 0,58 im Verhältnis zu der hohen Volatilität von Medienreihen gut. Die Koeffizienten aller erklärenden Variablen sind in der Gleichung für TV signifikant. Allerdings besitzt der Koeffizient von EU(-1) ein unplausibles positives Vorzeichen.

Die Hypothese multivariat normalverteilter Residuen wird angenommen. Abwesenheit von Heteroskedastie der Fehler wird ebenfalls angenommen. Serielle Korrelation der Residuen kann nicht ausgeschlossen werden.

Abbildung 9.8 zeigt die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Zunächst fällt die hohe negative Korrelation der PIIP- und PU-Residuen auf. Ein Schock in PIIP korreliert mit einem negativen Schock in PU mit 0,48. Dies entspricht den Erwartungen. Trotz des positiven Koeffizienten vor PU in der ersten Gleichung führt deshalb ein Schock in PU zu einer negativen Response in PIIP. Auch der bereits beobachtete Informationsgehalt in der Reihe TV bezüglich PIIP wird hier in einer positiven Response von PIIP auf TV-Schocks sichtbar. Die Persistenz von PIIP-Schocks beträgt etwa 7 Monate.

PU reagiert erwartungsgemäß negativ auf PIIP-Schocks. Die Persistenz von PU-Schocks ist in diesem Fall noch größer als bei der Reihe PIIP. Auf EU- und TV-Schocks reagiert PU nicht.

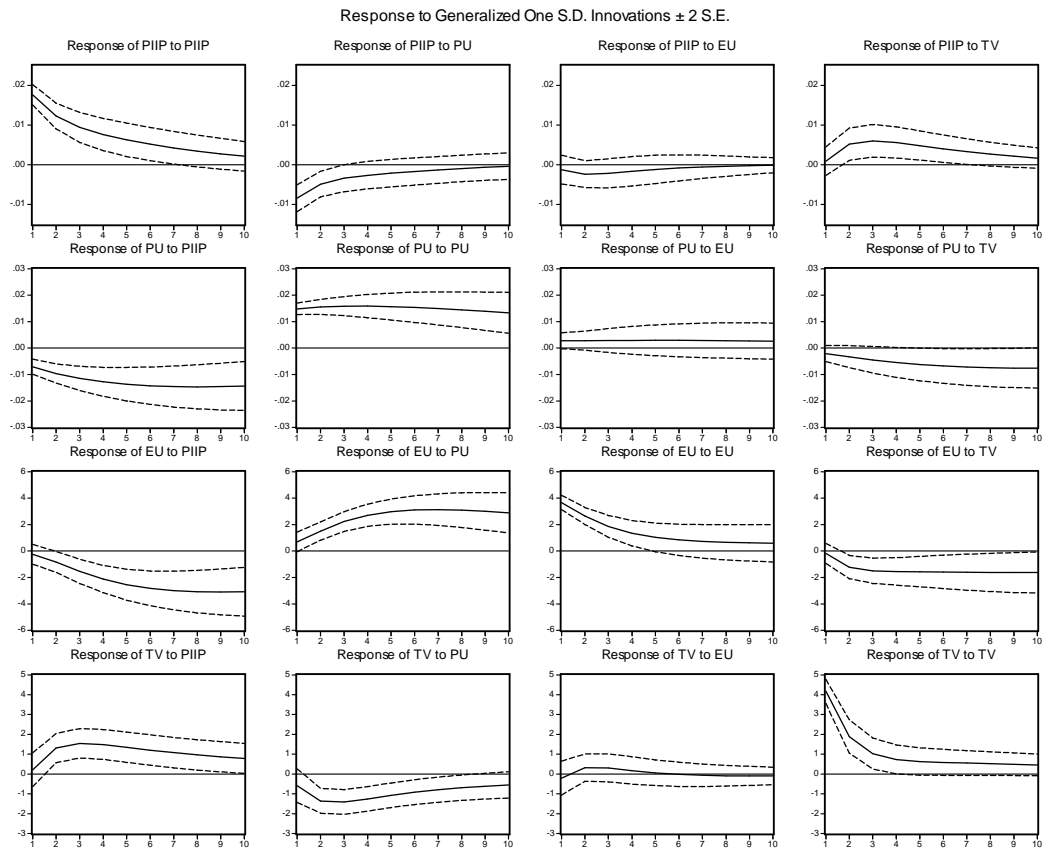
EU reagiert erwartungsgemäß deutlich negativ auf PIIP- und deutlich positiv auf PU-Schocks. Die Persistenz von EU-Schocks beträgt ca. 5 Monate. Auf TV-Schocks reagiert EU negativ.

TV reagiert positiv auf PIIP-Schocks und negativ auf PU-Schocks. Auch dieses Verhalten entspricht den üblichen Wirkungsannahmen. EU-Schocks üben keine Wirkung auf TV aus. Die Persistenz von TV-Schocks beträgt ca. 4 Monate.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Industrieproduktion und Arbeitslosigkeit bilden eine Art Subsystem. Insbesondere die Schätzung für die Arbeitslosigkeit wird durch die zusätzlichen endogenen Variablen nicht weiter verbessert, während in der Fernsehberichterstattung mindestens zusätzlicher Informationsgehalt bezüglich der Industrieproduktion enthalten ist, was natürlich auf die gravierende Fehlspezifikation dieser Gleichung zurückzuführen ist. Die Erwartungen wird von allen anderen endogenen Variablen getrieben. Insbesondere ist ein deutlicher Medieneffekt über die Wirkungen der vergangenen Arbeitslosigkeit und Industrieproduktion hinaus festzustellen. Während die Medienberichterstattung von den realen Reihen getrieben wird, ist ein Einfluss der Erwartungen nicht feststellbar. Etwas weniger als die Hälfte der Varianz der Berichterstattung bleibt unerklärt.

9.4.5 Modell-Simulation

Im folgenden Schritt wurde das VAR aus Abschnitt 9.4.4 in zwei Schritten simuliert. Im ersten wurden die Variable TV und EU als endogen behandelt und für den Zeitraum 1995:2 bis 2002:12 aus den exogen gehaltenen Variablen PU und PIIP dynamisch simuliert (EUS). Im zweiten Schritt wurde dann TV exogen



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfellers der Gleichung
(1 s.e. eq.)

Abbildung 9.8: Impulse-Response-Funktionen für PIIP, PU, EU und TV

VAR-Estimates			
Sample:002:12			
Obs: 95			
	PIIP	PU	EU
PIIP(-1)	0.7386	-0.1657	-13.2494
	0.000	0.006	0.368
PU(-1)	0.1575	0.9446	54.2755
	0.034	0.000	0.001
EU(-1)	-0.0005	0.0000	0.6616
	0.156	0.904	0.000
TV(-1)	0.0011	-0.0003	-0.2334
	0.004	0.393	0.005
C	0.0177	0.0033	7.3442
	0.027	0.624	0.000
R2	0.6547556	0.9606346	0.9463879
adj. R2	0.6394114	0.9588850	0.9440052
mean dep.	0.0123285	0.0057896	24.155789-3.8275442
s.d. dep.	0.0293850	0.0731646	15.502235
s.e. eq.	0.0176454	0.0148355	3.6683294

Tabelle 9.17: VAR-Schätzungen für PIIP, PU, EU und TV

gehalten und EU erneut simuliert (EUSTV). Abbildung 9.9 zeigt die Ergebnisse der beiden Simulationen.

Zur Güteabwägung wurden die quadrierten Abweichungen zwischen EU und EUS bzw. EU und EUSTV berechnet. Tabelle 9.18 zeigt die Statistiken dieser Reihen. Es ist eine deutliche Verbesserung des mittleren quadrierten Fehlers (MSE) von 29 auf 25 festzustellen. Auch verbessern sich der kleinste quadrierte Fehler (von 0,0049 auf 0,0007) und der größte quadrierte Fehler (von 289,5 auf 247,6). Insgesamt ist eine deutliche Verbesserung der Güte der Simulation zu erkennen.

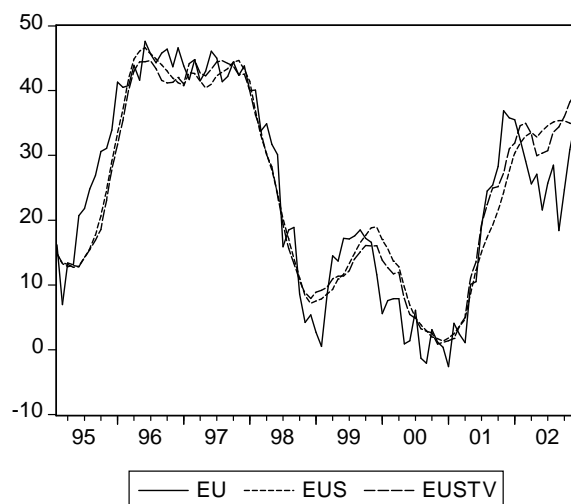


Abbildung 9.9: Simulation von EU mit endogenem TV (EUS) und exogenem TV (EUSTV)

stats for	DEVM	DEVMTV
=====	=====	=====
Mean:	29.154	25.103
S.D.:	43.509	37.941
Min:	0.0049	0.0007
Max:	289.54	247.55
Obs:	95	95

Tabelle 9.18: Quadrierte Abweichungen zwischen simulierten und tatsächlichen EU

9.4.6 Out-of-sample-Prognose

In einem letzten Schritt wurde die Out-of-sample-Prognosegüte des Modells überprüft. Dazu wurden analog der Spezifikation in Abschnitt 9.4.4 zwei Eingleichungsmodelle für EU bestimmt. In dem ersten Modell wurde die Variable TV eliminiert, im zweiten aufgenommen. Die Gleichungen wurden für den Zeitraum 1995:1 bis 2001:12 geschätzt, so dass 12 Perioden von 2002:1 bis 2002:12 für die Out-of-sample-Prognose zu Verfügung standen. Die geschätzten Gleichungen lauten:

$$EU = C(1)*PIIP(-1) + C(2)*PU(-1) + C(3)*EU(-1) + C(4)*TV(-1) + C(5)$$

$C(1) = -31.648405$
 $C(2) = 61.960682$
 $C(3) = 0.6287275$
 $C(4) = -0.2298032$
 $C(5) = 8.8076691$

Estimated S.E. = 3.4048667

$$EU = C(1)*PIIP(-1) + C(2)*PU(-1) + C(3)*EU(-1) + C(4)$$

$$C(1) = -46.582725$$

$$C(2) = 74.346252$$

$$C(3) = 0.6180292$$

$$C(4) = 10.014388$$

Estimated S.E. = 3.5114709

Die Ergebnisse aus den statischen und dynamischen Prognosen sind in Abbildung 9.10 gezeigt. Optisch sind die Prognosen aus dem Modell mit TV nur leicht überlegen. Zur weiteren Güteabschätzung wurden deshalb die Reihen

$$DEVEQS_t := (EU_t - EUFS_t)^2 \quad (9.3)$$

$$DEVEQSTV_t := (EU_t - EUFSTV_t)^2 \quad (9.4)$$

$$DEVEQD_t := (EU_t - EUFD_t)^2 \text{ und} \quad (9.5)$$

$$DEVEQDTV_t := (EU_t - EUFDTV_t)^2 \quad (9.6)$$

der quadrierten Abweichungen definiert. Tabelle 9.19 zeigt die Statistiken dieser Reihen. Es lassen sich sowohl bei der statischen als auch bei der dynamischen Prognose deutliche Verbesserungen erzielen. Im statischen Fall sinkt der MSE von 33,7 auf 30,3, im dynamischen Fall von 106,3 auf 102,8. Auch der maximale quadrierte Fehler sinkt in beiden Fällen.

Insgesamt lässt sich feststellen, dass durch die Inklusion der Variable TV nicht nur der Fit des Modells verbessern lässt, sondern auch die Prognosequalität. Dies stützt weiter die These, dass die Berichterstattung in den Fernsehmedien kausal für die Erwartungsbildung der Konsumenten ist.

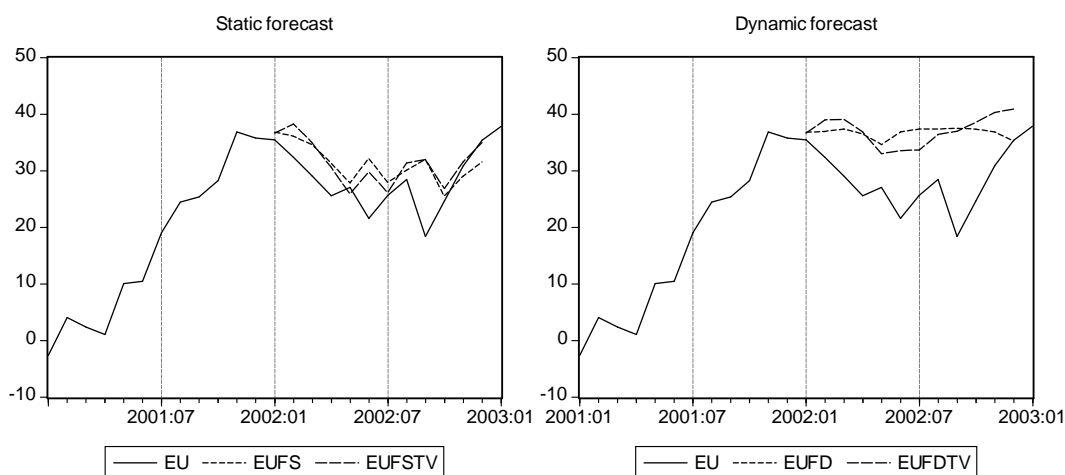


Abbildung 9.10: Statische bzw. dynamische Prognose von EU ohne TV (EUFS) und mit TV (EUSTV)

stats for	DEVEQS	DEVEQSTV	DEVEQD	DEVEQDTV
=====				
Mean:	33.71	30.25	106.3	102.8
S.D.:	57.28	52.94	107.2	93.37
Min:	0.648	0.161	0.016	1.351
Max:	186.1	184.8	365.5	345.2
Obs:	12	12	12	12

Tabelle 9.19: Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem EU

9.4.7 Rationale und nicht-rationale Komponenten der Erwartung

9.4.7.1 Ein einfaches Modell nichtrationaler Erwartungsbildung

Zur Abschätzung der Anteile rationaler und nicht-rationaler Komponenten der Erwartungsbildung betrachte folgendes einfaches Modell der Erwartungsbildung. Für den Prozess y_1 gelte die Annahme

$$y_{1,t} = y_{1,t-1} + \epsilon_{1,t}, \quad \epsilon_{1,t} \sim iid(0, \sigma_{\epsilon_1}) \quad (9.7)$$

Latente rationale Erwartungen y_{2t}^* bezüglich der Variablen y_{1t} implizieren

$$y_{2,t}^* = y_{1,t} + \epsilon_{2,t}, \quad \epsilon_{2,t} \sim iid(0, \sigma_{\epsilon_2}) \quad (9.8)$$

Nun seien abweichend die Erwartungsbildungsprozesse zweier Agenten³ definiert als gewichtete Summe einer rationalen Komponente nach Gleichung 9.8 und einer nicht-rationalen Komponente, welche sich wiederum als gewichtete Summe eines autoregressiven Anteils und eines Interaktionsterms zwischen den Agenten ergibt:

$$y_{2t}^* = a_{21}y_{1,t} + a_{22}y_{2,t-1}^* + a_{23}y_{3,t-1}^* + \epsilon_{2,t} \quad (9.9)$$

$$y_{3t}^* = a_{31}y_{1,t} + a_{32}y_{2,t-1}^* + a_{33}y_{3,t-1}^* + \epsilon_{3,t} \quad (9.10)$$

Die beobachtbaren Variablen y_{2t} und y_{3t} ergeben sich aus den latenten Variablen mittels einer einfachen Lineartransformation:

$$y_{2,t} = c_2 + b_2 y_{2,t}^* + \xi_{2,t} \quad (9.11)$$

$$y_{3,t} = c_3 + b_3 y_{3,t}^* + \xi_{3,t} \quad (9.12)$$

Aufgelöst nach den latenten Variablen ergibt sich äquivalent

$$y_{2,t}^* = \frac{1}{b_2}(y_{2,t} - c_2 - \xi_{2,t}) \quad (9.13)$$

bzw.

$$y_{3,t}^* = \frac{1}{b_3}(y_{3,t} - c_3 - \xi_{3,t}) \quad (9.14)$$

Eingesetzt und umgruppiert ergibt sich das System als

$$y_{1,t} = y_{1,t-1} + \epsilon_{1,t} \quad (9.15)$$

³Die Agenten repräsentieren in dem Kontext dieser Arbeit die Erwartungen der Bevölkerung und der Medien respektive.

$$\begin{aligned}
y_{2,t} &= b_2 a_{21} y_{1,t} + a_{22} y_{2,t-1} + b_2 a_{23} b_3^{-1} y_{3,t-1} + (1 - a_{22}) c_2 - b_2 b_3^{-1} a_{23} c_3 \\
&\quad + \xi_{2,t} + b_2 \epsilon_{2,t} - a_{22} \xi_{2,t-1} - b_2 b_3^{-1} a_{23} \xi_{3,t-1}
\end{aligned} \tag{9.16}$$

$$\begin{aligned}
y_{3,t} &= b_3 a_{31} y_{1,t} + b_3 a_{32} b_2^{-1} y_{2,t-1} + a_{33} y_{3,t-1} + (1 - a_{33}) c_3 - b_3 b_2^{-1} a_{32} c_2 \\
&\quad + \xi_{3,t} + b_3 \epsilon_{3,t} - a_{33} \xi_{3,t-1} - b_3 b_2^{-1} a_{32} \xi_{2,t-1}
\end{aligned} \tag{9.17}$$

In Matrixschreibweise lautet das System

$$\begin{aligned}
\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -b_2 a_{21} & 1 & 0 \\ -b_3 a_{31} & 0 & 1 \end{pmatrix} y_t &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & a_{23} b_2 b_3^{-1} \\ 0 & a_{32} b_3 b_2^{-1} & a_{33} \end{pmatrix} y_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 \\ (1 - a_{22}) c_2 - a_{23} b_2 b_3^{-1} c_3 \\ (1 - a_{33}) c_3 - a_{32} b_3 b_2^{-1} c_2 \end{pmatrix} \\
&\quad + \text{diag} \begin{pmatrix} 1 \\ b_2 \\ b_3 \end{pmatrix} \epsilon_t + \text{diag} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \xi_t + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -a_{22} & -a_{23} b_2 b_3^{-1} \\ 0 & -a_{32} b_3 b_2^{-1} & -a_{33} \end{pmatrix} \xi_{t-1}
\end{aligned} \tag{9.18}$$

Prämultiplikation mit $\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -b_2 a_{21} & 1 & 0 \\ -b_3 a_{31} & 0 & 1 \end{pmatrix}^{-1}$ ergibt

$$\begin{aligned}
y_t &= \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_2 a_{21} & a_{22} & a_{23} b_2 b_3^{-1} \\ b_3 a_{31} & a_{32} b_3 b_2^{-1} & a_{33} \end{pmatrix} y_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 \\ (1 - a_{22}) c_2 - a_{23} b_2 b_3^{-1} c_3 \\ (1 - a_{33}) c_3 - a_{32} b_3 b_2^{-1} c_2 \end{pmatrix} \\
&\quad + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_2 a_{21} & b_2 & 0 \\ b_3 a_{31} & 0 & b_3 \end{pmatrix} \epsilon_t + \text{diag} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \xi_t + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -a_{22} & -a_{23} b_2 b_3^{-1} \\ 0 & -a_{32} b_3 b_2^{-1} & -a_{33} \end{pmatrix} \xi_{t-1}
\end{aligned} \tag{9.19}$$

Subtraktion von y_{t-1} auf beiden Seiten ergibt dann die ECM-Form des Systems

$$\begin{aligned}
\Delta y_t &= \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_2 a_{21} & a_{22} - 1 & a_{23} b_2 b_3^{-1} & (1 - a_{22}) c_2 - a_{23} b_2 b_3^{-1} c_3 \\ b_3 a_{31} & a_{32} b_3 b_2^{-1} & a_{33} - 1 & (1 - a_{33}) c_3 - a_{32} b_3 b_2^{-1} c_2 \end{pmatrix}}_{:=D} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix} \\
&\quad + \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_2 a_{21} & b_2 & 0 \\ b_3 a_{31} & 0 & b_3 \end{pmatrix} \epsilon_t + \text{diag} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \xi_t + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & -a_{22} & -a_{23} b_2 b_3^{-1} \\ 0 & -a_{32} b_3 b_2^{-1} & -a_{33} \end{pmatrix} \xi_{t-1}}_{:=\zeta_t}
\end{aligned} \tag{9.20}$$

Sind nun $y_{1,t}$ und $y_{2,t}$ sowie $y_{1,t}$ und $y_{2,t}$ kointegriert, so existieren (4×1) -Kointegrationsvektoren B_1 und B_2 , so dass gilt:

$$\psi_{1,t} = B_1' (y_t' \quad 1)' = y_{1,t} - \frac{1}{\beta_2} y_{2,t} + \frac{\gamma_2}{\beta_2} \tag{9.21}$$

$$\psi_{2,t} = B_2' (y_t' \quad 1)' = y_{1,t} - \frac{1}{\beta_3} y_{3,t} + \frac{\gamma_3}{\beta_3} \tag{9.22}$$

Dabei sind dann die $\psi_{i,t}$ trendstationäre Zufallsvariablen. Es gelten die langfristigen Gleichgewichtsbedingungen $y_{2t} = \beta_2 y_{1t} + \gamma_2$ und $y_{3t} = \beta_3 y_{1t} + \gamma_3$. Nun existiert die Darstellung

$$\Delta y_t = AB' \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix} + \zeta_t \quad (9.23)$$

mit A eine 3×2 -Matrix, B eine 2×4 -Matrix. Für A gilt die Restriktion

$$A = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ x_{21} & x_{22} \\ x_{31} & x_{32} \end{pmatrix}. \quad (9.24)$$

B enthält die (4×1) Kointegrationsvektoren B_1 und B_2 , so dass gilt:

$$B = (B_1 \quad B_2) = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -\frac{1}{\beta_2} & 0 \\ 0 & -\frac{1}{\beta_3} \\ \frac{\gamma_2}{\beta_2} & \frac{\gamma_3}{\beta_3} \end{pmatrix} \quad (9.25)$$

und

$$AB' = D \text{ bzw.} \quad (9.26)$$

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ x_{21} + x_{22} & -\frac{x_{21}}{\beta_2} & -\frac{x_{22}}{\beta_3} & \frac{x_{21}\gamma_2}{\beta_2} + \frac{x_{22}\gamma_3}{\beta_3} \\ x_{31} + x_{32} & -\frac{x_{31}}{\beta_2} & -\frac{x_{32}}{\beta_3} & \frac{x_{31}\gamma_2}{\beta_2} + \frac{x_{32}\gamma_3}{\beta_3} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21}b_2 & a_{22}-1 & \frac{a_{23}b_2}{b_3} & (1-a_{22})c_2 - \frac{a_{23}b_2c_3}{b_3} \\ a_{31}b_3 & \frac{a_{32}b_3}{b_2} & a_{33}-1 & (1-a_{33})c_3 - \frac{a_{32}b_3c_2}{b_2} \end{pmatrix} \quad (9.27)$$

Wird jetzt die Annahme getroffen, dass die latenten Erwartungen $y_{2,t}^*$ und $y_{3,t}^*$ in der langen Sicht zu-
mindest noch unverzerrt bezüglich $y_{1,t}$ sind, also

$$y_{2t}^* = y_{1t} + \zeta_{2t}^*, \quad E(\zeta_{2t}^*) = 0 \quad (9.28)$$

$$y_{3t}^* = y_{1t} + \zeta_{3t}^*, \quad E(\zeta_{3t}^*) = 0, \quad (9.29)$$

so liegen schwach rationale Erwartungen vor. Die Koeffizienten $\beta_2, \gamma_2, \beta_3, \gamma_3$ aus den Kointegrationsvektoren B_1 und B_2 sind dann Schätzungen für die Parameter b_2, c_2, b_3, c_3 des latenten Modells. Auflösung von Gleichung (9.27) führt zu

$$a_{21} = \frac{x_{21} + x_{22}}{\beta_2} \quad a_{22} = 1 - \frac{x_{21}}{\beta_2} \quad a_{23} = -\frac{x_{22}}{\beta_2} \quad (9.30)$$

$$a_{31} = \frac{x_{31} + x_{32}}{\beta_3} \quad a_{32} = -\frac{x_{31}}{\beta_3} \quad a_{33} = 1 - \frac{x_{32}}{\beta_3} \quad (9.31)$$

Es ist nun einfach zu sehen, dass

$$a_{21} + a_{22} + a_{23} = 1 \quad (9.32)$$

$$a_{31} + a_{32} + a_{33} = 1, \quad (9.33)$$

was eine Annahme des Modells war.

9.4.7.2 Daten

Für die Variable y_{1t} wurde die Arbeitslosenrate (AL) gewählt. Da für y_{2t} eine Variable gefunden werden musste, die weniger Veränderungsraten als das Niveau der Arbeitslosigkeit repräsentiert, wurde die Antwort auf die MIP-Frage aus den Umfragen der Forschungsgruppe Wahlen verwendet. Dementsprechend wurden für die Medienvariablen nicht der Saldo aus negativer und positiver Berichterstattung verwendet, sondern das absolute Volumen der Berichterstattung. Dieses Verfahren bietet sich für das Thema Arbeitslosigkeit insofern an, als dass eine hohe Korrelation zwischen Negativität und Ausmaß der Berichterstattung vorliegt. Für die Medien, für die keine Daten aus der quantitativen Inhaltsanalyse vorliegen, konnte deshalb eine elektronische Datenbankabfrage nach den Wörtern Arbeitslosigkeit und verwandten Begriffen durchgeführt werden. Dieses Datenbankabfrage wurde zusätzlich zu dem Medienset TV und WO für die Tageszeitungen Süddeutsche Zeitung und Frankfurter Allgemeine Zeitung durchgeführt. Die entsprechende Reihe wird mit LN bezeichnet. Abweichend vom theoretischen Modell sind drei Indizes für Medienvariablen beteiligt.

9.4.7.3 Schätzgleichung

Die Inklusion von insgesamt 5 Variablen führt zu dem Gleichungssystem

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ x_{21} & x_{22} & x_{23} & x_{24} \\ x_{31} & x_{32} & x_{33} & x_{34} \\ x_{41} & x_{42} & x_{43} & x_{44} \\ x_{51} & x_{52} & x_{53} & x_{54} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -\frac{1}{\beta_2} & 0 & 0 & 0 & \frac{\gamma_2}{\beta_2} \\ 1 & 0 & -\frac{1}{\beta_3} & 0 & 0 & \frac{\gamma_3}{\beta_3} \\ 1 & 0 & 0 & -\frac{1}{\beta_4} & 0 & \frac{\gamma_4}{\beta_4} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & -\frac{1}{\beta_5} & \frac{\gamma_5}{\beta_5} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} b_2 & -1 + a_{22} & \frac{a_{23} b_2}{b_3} & \frac{a_{24} b_2}{b_4} & \frac{a_{25} b_2}{b_5} & (1 - a_{22}) c_2 - \frac{a_{23} b_2 c_3}{b_3} - \frac{a_{24} b_2 c_4}{b_4} - \frac{a_{25} b_2 c_5}{b_5} \\ a_{31} b_3 & \frac{a_{32} b_3}{b_2} & -1 + a_{33} & \frac{a_{34} b_3}{b_4} & \frac{a_{35} b_3}{b_5} & -\frac{a_{32} b_3 c_2}{b_2} + (1 - a_{33}) c_3 - \frac{a_{34} b_3 c_4}{b_4} - \frac{a_{35} b_3 c_5}{b_5} \\ a_{41} b_4 & \frac{a_{42} b_4}{b_2} & \frac{a_{43} b_4}{b_3} & -1 + a_{44} & \frac{a_{45} b_4}{b_5} & -\frac{a_{42} b_4 c_2}{b_2} - \frac{a_{43} b_4 c_3}{b_3} + (1 - a_{44}) c_4 - \frac{a_{45} b_4 c_5}{b_5} \\ a_{51} b_5 & \frac{a_{52} b_5}{b_2} & \frac{a_{53} b_5}{b_3} & \frac{a_{54} b_5}{b_4} & -1 + a_{55} & -\frac{a_{52} b_5 c_2}{b_2} - \frac{a_{53} b_5 c_3}{b_3} - \frac{a_{54} b_5 c_4}{b_4} + (1 - a_{55}) c_5 \end{pmatrix} \quad (9.34)$$

und zu den Lösungen

$$a_{21} = \frac{x_{21} + x_{22} + x_{23} + x_{24}}{\beta_2} \quad a_{22} = 1 - \frac{x_{21}}{\beta_2} \quad a_{23} = -\frac{x_{22}}{\beta_2} \quad a_{24} = -\frac{x_{23}}{\beta_2} \quad a_{25} = -\frac{x_{24}}{\beta_2} \text{ usw.} \quad (9.35)$$

Gleichung (9.20) zeigt, dass sowohl Korrelation zwischen den Gleichungen als auch serielle Korrelation vorliegen. Deshalb ist die übliche OLS-Methode nicht nur ineffizient, sondern produziert systematisch falsche Schätzungen für die Standardfehler der Koeffizienten. Die Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen unter Beachtung der Implikationen für die a_{ij} -Koeffizienten hätte aber den Rechenaufwand unangemessen erhöht, was unter der Prämisse, dass nur eine grobe Abschätzung der Komponenten angestrebt war, forschungsökonomisch nicht geboten erschien.

Tabelle 9.22 zeigt die Ergebnisse der Error-Correction-Schätzungen. Die Matrix A ist die transponierte Koeffizienten-Matrix aus dem *Error Correction*-Bereich der Tabelle, die Matrix B entsprechend die

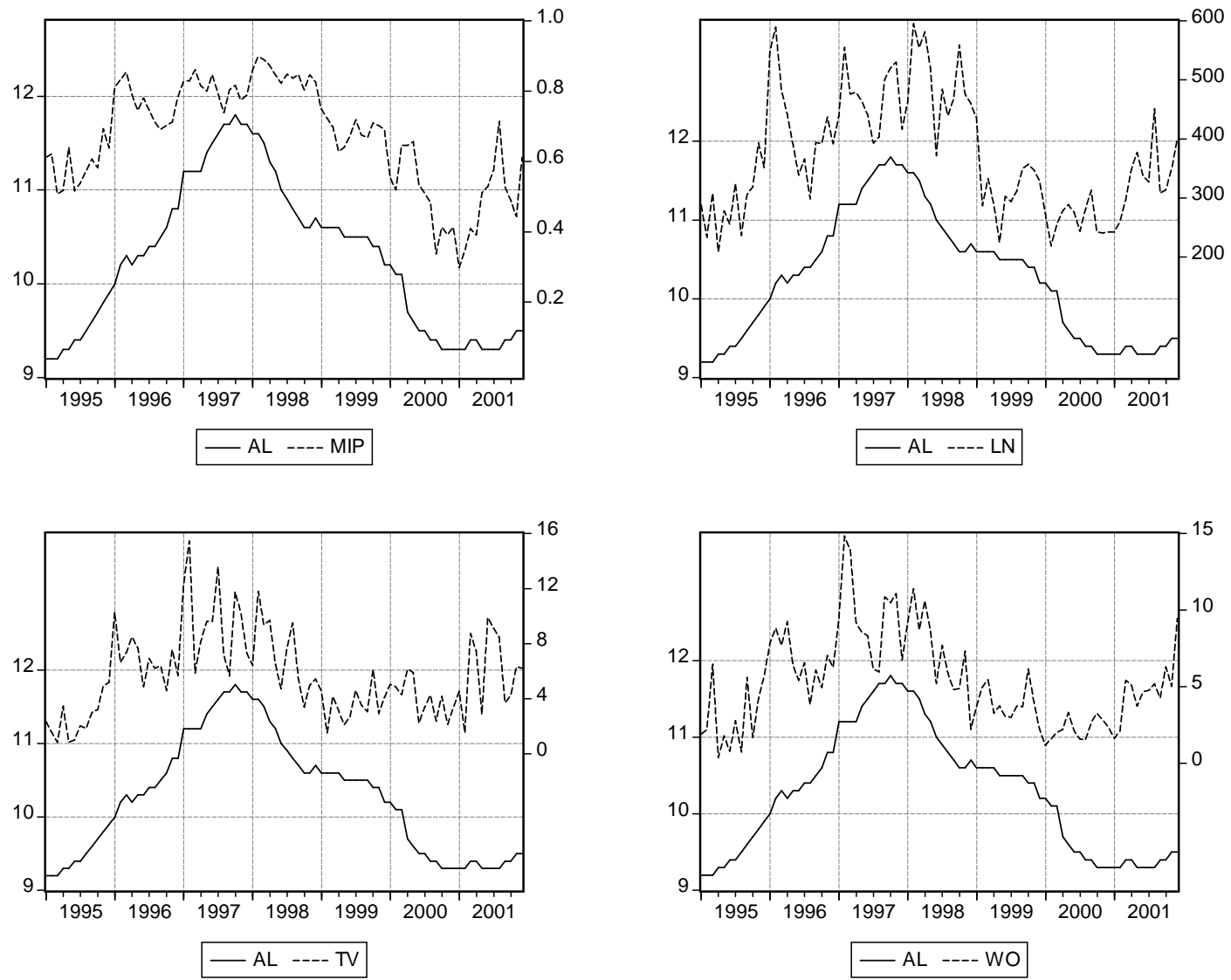


Abbildung 9.11: Arbeitslosigkeit: MIP, LN, TV und WO gegen AL

transponierte Matrix aus den Schätzungen im *Cointegrating Eq*-Bereich der Tabelle. Es ergeben sich die a -Koeffizienten gemäß Tabelle 9.20.

	rational	nicht-rational			
	AL	MIP	LN	TV	WO
MIP	0.28	0.65	0.09	0.01	-0.02
LN	0.27	0.12	0.50	0.11	0.01
TV	0.59	-0.20	0.04	0.26	0.31
WO	0.50	-0.15	0.15	0.16	0.33

Tabelle 9.20: Geschätzte rationale und nicht-rationale Komponenten der Erwartungsbildung

Negative Schätzungen ergeben sich aus den x_{ij} -Koeffizienten, die das falsche Vorzeichen haben, aber statistisch nicht signifikant von 0 verschieden sind. Dies betrifft insbesondere die Parameterschätzungen für TV und WO. Werden diese korrigiert und auf 0 gesetzt, ergeben sich die a_{ij} -Koeffizienten gemäß Tabelle 9.21. Die unpräzisen Schätzungen ergeben sich – unabhängig von den Problemen der seriellen Korrelation der Fehler – möglicherweise auch durch das Problem von Multikollinearität: Während die Kointegrationsgleichungen miteinander bis zu einem Wert von 0,67 korrelieren, liegen die Werte für die \bar{R}^2 der einzelnen Gleichungen deutlich darunter.

	rational	nicht-rational			
	AL	MIP	LN	TV	WO
MIP	0.26	0.65	0.09	0.01	0
LN	0.27	0.12	0.50	0.11	0.01
TV	0.39	0	0.04	0.26	0.31
WO	0.35	0	0.15	0.16	0.33

Tabelle 9.21: Korrigierte geschätzte rationale und nicht-rationale Komponenten der Erwartungsbildung

Die rationale Komponente bei den Erwartungsbildungen beläuft sich auf ca. 25-40%. Unerwartet ist die rationale Komponente bei den TV-Nachrichten mit 0,39 am höchsten. Für die Bevölkerung ist der Anteil retrospektive Orientierung bei der Erwartungsbildung am höchsten: 65% der Befragten orientieren sich an der Meinung der Vergangenheit. Etwa 10% der Erwartung orientiert sich an den Medien. Dabei dominieren deutlich die Tageszeitungen, Wochenmedien determinieren die Erwartungsbildung der Bevölkerung nicht. Innerhalb der Medien sind es nur die Tageszeitungen, die Meinungen der Bevölkerung aufgreifen (12%).

Vector Error Correction Estimates					
Sample(adjusted): 1995:02 2001:12					
Included observations: 83 after adjusting endpoints					
Standard errors in () & t-statistics in []					
=====					
LR test for binding restrictions (rank = 4):					
Chi-square(4)	5.576126				
Probability	0.233119				
=====					
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	CointEq3	CointEq4	
=====					
AL(-1)	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000	
MIP(-1)	-6.557551 (0.80970) [-8.09878]	0.000000	0.000000	0.000000	
LN(-1)	0.000000	-0.012311 (0.00132) [-9.30506]	0.000000	0.000000	
TV(-1)	0.000000	0.000000	-0.507748 (0.05067) [-10.0210]	0.000000	
WO(-1)	0.000000	0.000000	0.000000	-0.424233 (0.04117) [-10.3051]	
C	-5.871394 (0.56530) [-10.3863]	-5.670435 (0.53544) [-10.5902]	-7.335261 (0.36903) [-19.8773]	-7.965773 (0.29588) [-26.9219]	
=====					
Error Correction:	D(AL)	D(MIP)	D(LN)	D(TV)	D(WO)
=====					
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	0.054121 (0.01405) [3.85150]	-9.360033 (13.4185) [-0.69755]	0.399944 (0.52424) [0.76291]	0.345412 (0.44792) [0.77115]
CointEq2	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.013487 (0.01178) [-1.14457]	40.97842 (11.2521) [3.64185]	-0.081019 (0.43960) [-0.18430]	-0.363881 (0.37560) [-0.96879]
CointEq3	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.000794 (0.00639) [-0.12420]	-9.151514 (6.10250) [-1.49963]	1.454370 (0.23841) [6.10017]	-0.377099 (0.20371) [-1.85120]
CointEq4	0.000000 (0.00000) [NA]	0.002463 (0.01030) [0.23912]	-0.646432 (9.83798) [-0.06571]	-0.603307 (0.38435) [-1.56967]	1.569103 (0.32840) [4.77806]
=====					
R-squared	0.060617	0.160035	0.204275	0.340634	0.231098
Adj. R-squared	0.024944	0.128137	0.174058	0.315594	0.201899
Sum sq. resids	0.891395	0.304546	281083.4	445.1977	318.2443
S.E. equation	0.106224	0.062089	59.64912	2.373903	2.007090
F-statistic	1.699250	5.017164	6.760192	13.60400	7.914617
Log likelihood	70.38113	114.9507	-455.0659	-187.4785	-173.5470
Akaike AIC	-1.599545	-2.673511	11.06183	4.613940	4.278241
Schwarz SC	-1.482975	-2.556940	11.17840	4.730511	4.394812
Mean dependent	0.003614	-4.48E-06	1.337349	0.046767	0.091017
S.D. dependent	0.107574	0.066495	65.63406	2.869499	2.246662

Tabelle 9.22: VEC-Schätzungen für AL, MIP, LN, TV und WO

9.4.8 Zusammenfassung

Die Analyse der Zusammenhänge zwischen Reihen realwirtschaftlicher Entwicklungen, Umfragewerten und Indizes der Medienberichterstattung bezüglich der Entwicklung am Arbeitsmarkt ergab zum einen die Dominanz realwirtschaftlicher Entwicklungen im Gesamtsystem. Andererseits konnte nachgewiesen werden, dass zumindest die Berichterstattung in den Fernsehnachrichtensendungen einen deutlichen Einfluss auf die Umfragewerte entfaltet. Dieses Ergebnis stellte sich unabhängig von der Wahl der Analysemethode robust ein. Das Ausmaß der Medienwirkung bzw. die erreichbare Verbesserung der Prognosequalität ist aber insgesamt als klein zu bezeichnen. So besaßen Schocks in den realen Reihen weitaus größere Auswirkungen auf die Umfragewerte als Schocks in der Medienberichterstattung. Auch verbesserten sich die Prognosefehler durch zusätzliche Einbeziehung der Medienreihe nur um etwa 3 bis 10%.

Im Unterschied zu den Ergebnissen aus Abschnitt 9.3, wo festgestellt wurde, dass sich Preiserwartung und -wahrnehmung ausschließlich an den tatsächlichen Entwicklungen orientieren, zeigen sich hier signifikante, aber schwach ausgeprägte Medienwirkungen. Eine mögliche Interpretation dieser Befunde besteht in der Vermutung, dass sich Wirtschaftssubjekte bei der Einschätzung der Lage am Arbeitsmarkt nicht mehr nur auf die Eigenwahrnehmung und die Wahrnehmung ihrer direkten Umgebung verlassen, sondern zusätzliche Informationsquellen in Form von Medienberichterstattung zu Formulierung ihrer Erwartungen heranziehen.

Eine Überprüfung dieser Befunde anhand eines Modells nicht vollständig rationaler Erwartungen lieferte weitere Indizien in diese Richtung. Es konnte gezeigt werden, dass nur etwa ein Viertel der Bevölkerung vollständig rationale Erwartungen bildet. Etwa zwei Drittel bilden retrospektive autoregressive Erwartungen, während 10% die Meinungen der Medien aufgreifen.

9.5 Wahrnehmung und Erwartung der Wirtschaftslage

9.5.1 Beschreibung

Abbildung 9.12 zeigt den Verlauf der Wahrnehmung der Wirtschaftslage (PES, *past economic situation*) im Vergleich mit der jährlichen Veränderungsrate der Industrieproduktion (PIIP, *percentage change of index of industrial production*), der jährlichen Veränderungsrate der Arbeitslosenquote (PU, *percentage change of unemployment rate*) und der Fernseh- (TV) und Wochenmedienberichterstattung (WO). Offensichtlich läuft PES der Reihe PIIP nach. Gleichzeitig bildet die Reihe PES die Entwicklung am Arbeitsmarkt recht genau ab. Auffällig ist, dass sich der kurze Aufschwung Ende 2002 nicht in der Wahrnehmung wieder findet. Auch scheinen die Konsumenten gegen Ende des Untersuchungszeitraums zunehmend pessimistisch zu werden. Die Medien berichten wie gewohnt weitaus erratischer als die reale Lage oder die Umfragewerte es nahe legen.

stats for	PIIP	PU	PES	EES	TV	WO
Mean:	0.0078	0.0296	-30.087	-16.928	-3.7728	-4.8827
S.D.:	0.0355	0.0806	18.858	12.310	6.4022	5.4540
Min:	-0.1050	-0.1058	-60.400	-41.100	-19.521	-22.397
Max:	0.0717	0.2152	3.4000	6.1000	8.1712	4.5260
Obs:	144	144	156	156	96	96

Tabelle 9.23: Statistiken für PIIP, PU, PES, EES, TV und WO

Abbildung 9.13 zeigt den Verlauf der Erwartungen über die Entwicklung der Wirtschaftslage (EES, *expected economic situation*) im Vergleich zu PIIP, PU, TV und WO. Grundsätzlich ist ein ähnlicher Verlauf und ähnliche Zusammenhänge wie bei PES zu erkennen. Außergewöhnlich ist der sog. Hoffnungsaufschwung im Jahr 2002, welcher nur schwach von der tatsächlichen Produktion und noch weniger von der realen Lage am Arbeitsmarkt geprägt war. Hier scheint deutlich die positive Berichterstattung Anfang 2002 verantwortlich zu sein.

Die Einheitswurzel-Tests für die Reihen ergeben gemischte Resultate. PIIP und PU scheinen stationär zu sein. Auch für PES und EES wird die Nullhypothese verworfen, wenn ausreichend Lags in die Spezifikation der Testgleichung einfließen. Die Verwendung einer hohen Zahl von Lags wird durch die meisten Informationskriterien gestützt. Für TV und WO weisen die Tests eher auf Nichtstationarität hin. Allerdings ist die Annahme eines Einheitswurzelprozesses für die Medien nicht sinnvoll, wenn die determinierenden Variablen (PU und PIIP) stationär sind. Da die Differenzierung von Reihen in der Regel schlechtere Schätzergebnisse nach sich zieht, wurden die Reihen TV und WO im weiteren Verlauf als stationär behandelt.

9.5.2 Kreuzkorrelationen

Tabelle 9.24 zeigt die Kreuzkorrelationen zwischen PIIP, PU, PES, EES, TV und WO bezogen auf den Zeitraum 1995:1 bis 2002:12. PIIP besitzt einen deutlichen Vorlauf vor den anderen Reihen. Allerdings ist der Zusammenhang zwischen den entsprechenden Lags von PIIP und den anderen Reihen mit 0,48 bis 0,56 nicht besonders hoch. Insbesondere bei den Reihen PES und EES beträgt die Korrelation nur 0,51

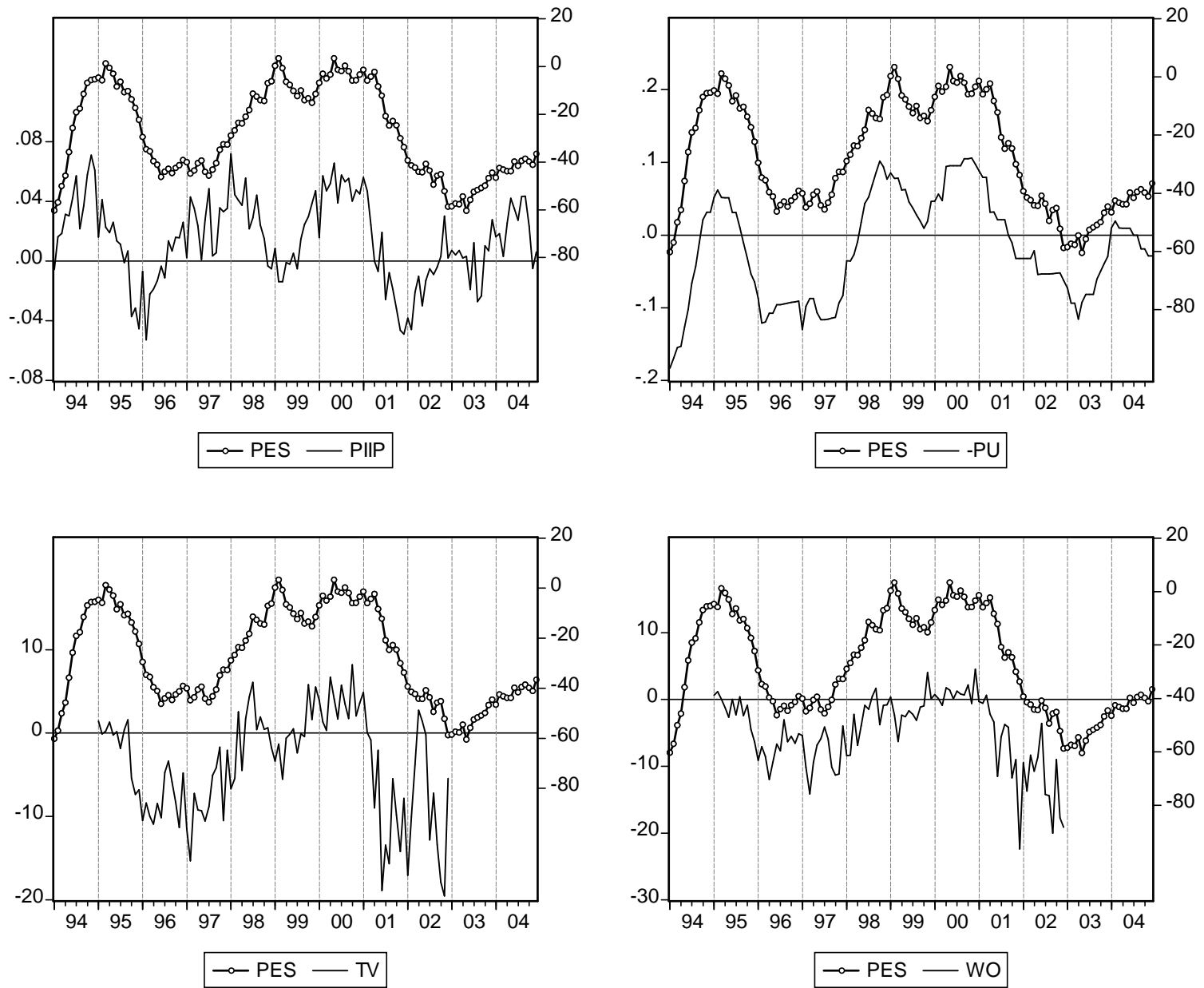


Abbildung 9.12: PES gegen PIIP, PU, TV und WO

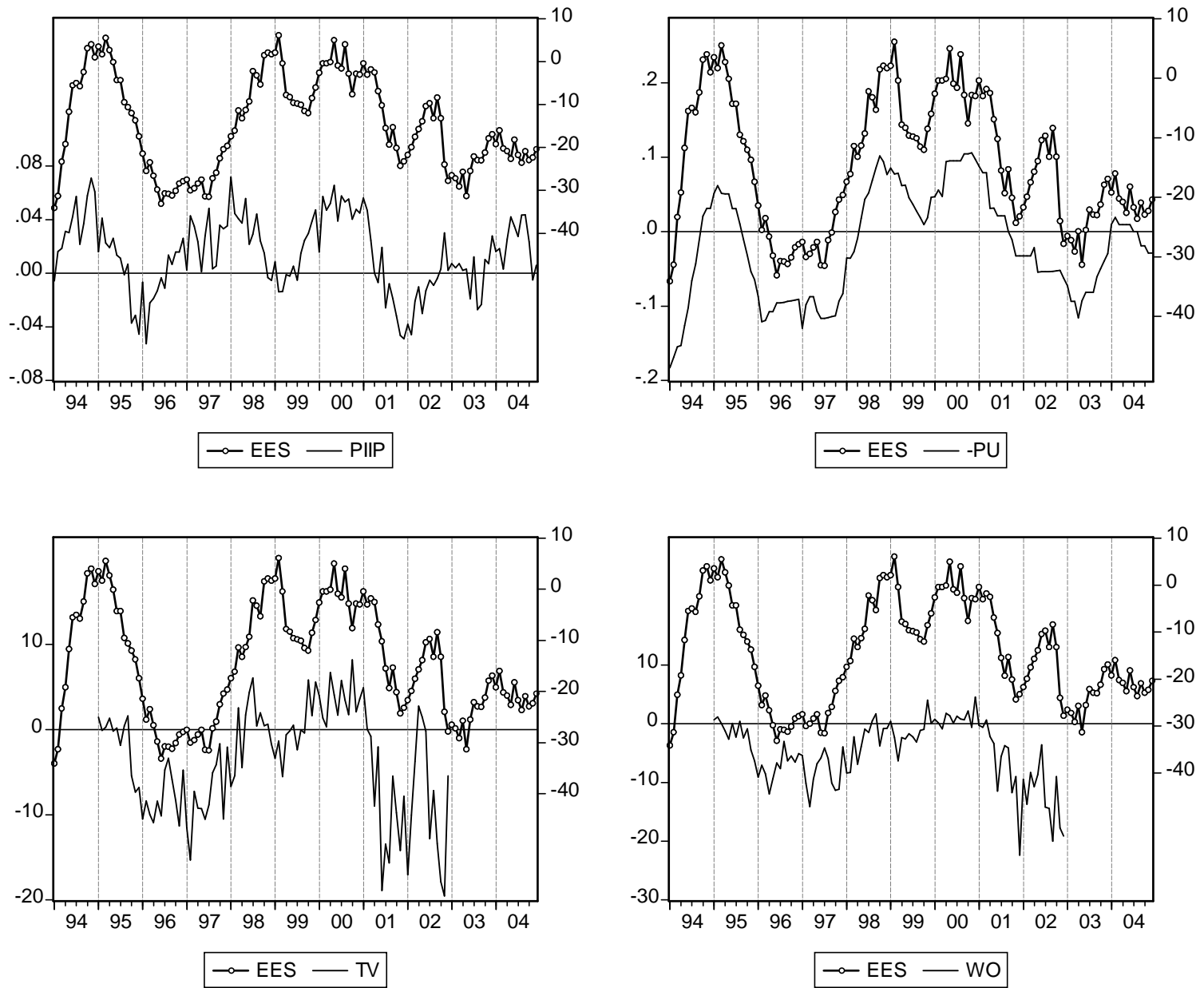


Abbildung 9.13: EES gegen PIIP, PU, TV und WO

	PIIP	PIIP(-1)	PIIP(-2)	PU	PU(-1)	PU(-2)	PES	PES(-1)	PES(-2)	EES	EES(-1)	EES(-2)	TV	TV(-1)	TV(-2)	WO	WO(-1)	WO(-2)
PIIP	1.00	0.79	0.76	-0.35	-0.25	-0.17	0.33	0.26	0.19	0.31	0.25	0.19	0.46	0.47	0.41	0.43	0.43	0.32
PIIP(-1)				-0.41			0.41			0.38			0.53			0.50		
PIIP(-2)				-0.48			0.51			0.45			0.52			0.56		
PU				1.00	0.98	0.95	-0.88	-0.87	-0.85	-0.91	-0.90	-0.88	-0.63	-0.65	-0.67	-0.65	-0.66	-0.65
PU(-1)							-0.89			-0.90			-0.60			-0.65		
PU(-2)							-0.89			-0.87			-0.55			-0.64		
PES							1.00	0.98	0.94	0.87	0.87	0.84	0.63	0.71	0.72	0.77	0.79	0.79
PES(-1)										0.83			0.56			0.72		
PES(-2)										0.78			0.52			0.67		
EES										1.00	0.95	0.89	0.62	0.71	0.73	0.61	0.65	0.64
EES(-1)													0.52			0.58		
EES(-2)													0.48			0.52		
TV													1.00	0.70	0.66	0.70	0.62	0.58
TV(-1)																0.70		
TV(-2)																0.70		
WO																1.00	0.72	0.70
WO(-1)																		
WO(-2)																		

Tabelle 9.24: Kreuzkorrelationen zwischen PIIP, PU, PES, EES, TV und WO

Pairwise Granger Causality Tests				
=====				
Lags included in test-VAR:	1	2	3	4
=====				
PU does not Granger Cause PIIP	0.565	0.053	0.045	0.029
PIIP does not Granger Cause PU	0.000	0.000	0.038	0.090
PES does not Granger Cause PIIP	0.921	0.186	0.059	0.105
PIIP does not Granger Cause PES	0.000	0.000	0.003	0.006
EES does not Granger Cause PIIP	0.528	0.173	0.074	0.076
PIIP does not Granger Cause EES	0.004	0.014	0.073	0.063
TV does not Granger Cause PIIP	0.044	0.408	0.615	0.759
PIIP does not Granger Cause TV	0.002	0.040	0.023	0.038
WO does not Granger Cause PIIP	0.144	0.160	0.104	0.112
PIIP does not Granger Cause WO	0.006	0.037	0.072	0.047
PES does not Granger Cause PU	0.142	0.071	0.002	0.002
PU does not Granger Cause PES	0.411	0.000	0.000	0.000
EES does not Granger Cause PU	0.000	0.001	0.011	0.002
PU does not Granger Cause EES	0.901	0.000	0.000	0.001
TV does not Granger Cause PU	0.071	0.175	0.112	0.212
PU does not Granger Cause TV	0.006	0.037	0.003	0.004
WO does not Granger Cause PU	0.224	0.230	0.442	0.561
PU does not Granger Cause WO	0.001	0.083	0.004	0.005
EES does not Granger Cause PES	0.001	0.073	0.140	0.095
PES does not Granger Cause EES	0.201	0.711	0.783	0.044
TV does not Granger Cause PES	0.000	0.000	0.000	0.001
PES does not Granger Cause TV	0.054	0.412	0.470	0.533
WO does not Granger Cause PES	0.000	0.002	0.004	0.007
PES does not Granger Cause WO	0.000	0.022	0.026	0.093
TV does not Granger Cause EES	0.000	0.000	0.000	0.000
EES does not Granger Cause TV	0.138	0.334	0.398	0.529
WO does not Granger Cause EES	0.007	0.024	0.067	0.044
EES does not Granger Cause WO	0.012	0.261	0.455	0.484
WO does not Granger Cause TV	0.019	0.284	0.140	0.042
TV does not Granger Cause WO	0.000	0.002	0.006	0.010

Tabelle 9.25: Grangerkausalitäts-Tests zwischen PIIP, PU, PES, EES, TV und WO

bzw. 0,45. Offensichtlich ist für Wahrnehmung und Erwartung die Lage am Arbeitsmarkt bestimmender. Hier beträgt die Korrelation um 0,90. PU läuft mit den Reihen EES und PES gleich. Erwartungen und Wahrnehmungen orientieren sich also ohne Zeitverzögerung am Arbeitsmarkt. PU läuft gegenüber TV bei einer Korrelation von 0,67 nach. Zwischen PU und WO scheint ein Gleichlauf vorzuliegen.

PES läuft den Reihen EES, TV und WO deutlich nach. Der Zusammenhang beträgt 0,72 im Fall TV, 0,79 im Fall WO und 0,87 im Fall EES. Die Wahrnehmung folgt also sowohl den Erwartungen als auch den Medien. Der Zusammenhang mit den Wochenmedien ist dabei etwas höher als mit den TV-Medien. Auch die Erwartungen (EES) laufen den Medien nach, der Zusammenhang beträgt hier 0,73 (TV) bzw.

0,65 (WO). TV läuft der Reihe WO vor.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Für das Gesamtsystem bestimmend ist die Produktion, wenn auch der Zusammenhang mit den anderen Variablen nur mittelgroß ist. Maßstab für die Bewertung der Wirtschaftslage ist die Situation am Arbeitsmarkt; die Veränderungsrate der Arbeitslosenquote weist aber keinen Vorlauf vor den anderen Reihen auf und läuft sogar der Reihe TV nach. Offensichtlich reagieren die Akteure in derselben Periode also sehr schnell auf die Arbeitslosigkeit oder bemühen sich erfolgreich, die aktuellen Werte zu prognostizieren. Die Wahrnehmung der Wirtschaftslage wird getrieben durch die Erwartungen, die Medien und die Produktion, die Erwartungen werden getrieben durch die Medien und die Produktion. Die Wochenmedien orientieren sich zeitverzögert an den Fernsehnachrichten.

9.5.3 Grangerkausalität

Tabelle 9.25 zeigt die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests mit Spezifikationen von 1 bis 4 Lags. Wieder ist der starke Einfluss von PIIP auf das Gesamtsystem erkennbar. PIIP verhält sich grangerkausal zu allen anderen Reihen. Aber auch umgekehrt gibt es Indizien dafür, das sich einige Reihen grangerkausal zu PIIP verhalten. Am deutlichsten ist dies bei PU der Fall, weniger deutlich bei EES und PES. Zwischen PU und den Reihen PES und EES aus den Konsumentenumfragen herrschen Feedbackbeziehungen. TV und WO werden von PU beeinflusst, umgekehrt finden sich keine Anzeichen für Wirkungen. Sowohl EES als auch TV verhalten sich grangerkausal zu PES, während zwischen PES und WO Feedbackbeziehungen vorliegen. Die Erwartungen EES werden von den Medien getrieben. Sowohl TV als auch WO verhalten sich grangerkausal zu EES.

Insgesamt bestätigt sich in etwa das Bild aus Abschnitt 9.5.2. Die Produktion bleibt bestimmend für das Gesamtsystem, wenn auch in einigen anderen Reihen möglicherweise zusätzlich Information enthalten ist. Abweichend zu den Ergebnissen, die aus den Kreuzkorrelationen nahe gelegt werden, scheint die Situation einen deutlichen Einfluss auf die Berichterstattung auszuüben, während zwischen den Meinungen (Wahrnehmung und Erwartung) und der Lage am Arbeitsmarkt Feedbackbeziehungen vorliegen. Dies kann sinnvollerweise nur dahingehend interpretiert werden, dass sich in den Einstellungen der Konsumenten zusätzliche Informationen widerspiegeln, welche die Prognose der Lage am Arbeitsmarkt verbessern. Die Wahrnehmung wird, wie bereits in Abschnitt 9.5.2 beobachtet, von den Erwartungen und den Fernsehmedien getrieben, während die Wochenmedien mit den Wahrnehmungen stärker wechselwirken. Die Erwartungen werden deutlich von den Medien getrieben – ebenfalls ein Ergebnis, welches aus der Betrachtung der Kreuzkorrelationen hervorging. Fernsehmedien bestimmen wiederum das Verhalten der Wochenmedien.

9.5.4 VAR-Schätzung

Im weiteren wurde ein VAR-Modell mit den 6 endogenen Variablen PIIP, PU, EES, PES, TV und WO und dem (0,1)-Regressor D911 für die Zeit nach dem Anschlag vom 11. September 2001 spezifiziert. Je nach verwendetem Informationskriterium liegt die optimale Laglänge zwischen 1 und 3 Lags. Die Verwendung von 3 Lags ergab insgesamt etwas plausiblere Ergebnisse und wurde auch deshalb gewählt,

da Kreuzkorrelationen und Grangerkausalitäten für eine eher größere Laglänge sprechen.

Tabelle 9.26 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen. Die Interpretation einzelner Koeffizienten ist angesichts ihrer Vielzahl nicht sinnvoll. Die Residuen sind nicht multivariat normalverteilt. Serielle Korrelation der Residuen wird vom Portmanteau-Test angenommen, vom LM-Test verworfen. Heteroskedastie der Residuen liegt nicht vor.

In der ersten Gleichung deutet ein \bar{R}^2 von 0,69 noch auf eine Fehlspezifikation hin, was angesichts der einfachen Modellannahmen an den DGP bezüglich PIIP nicht verwundert. PU, EES und PES werden mit \bar{R}^2 zwischen 0,94 und 0,97 fast vollständig erklärt. Auch für die Medienreihen TV und WO ist der Anteil der erklärten Varianz vergleichsweise hoch.

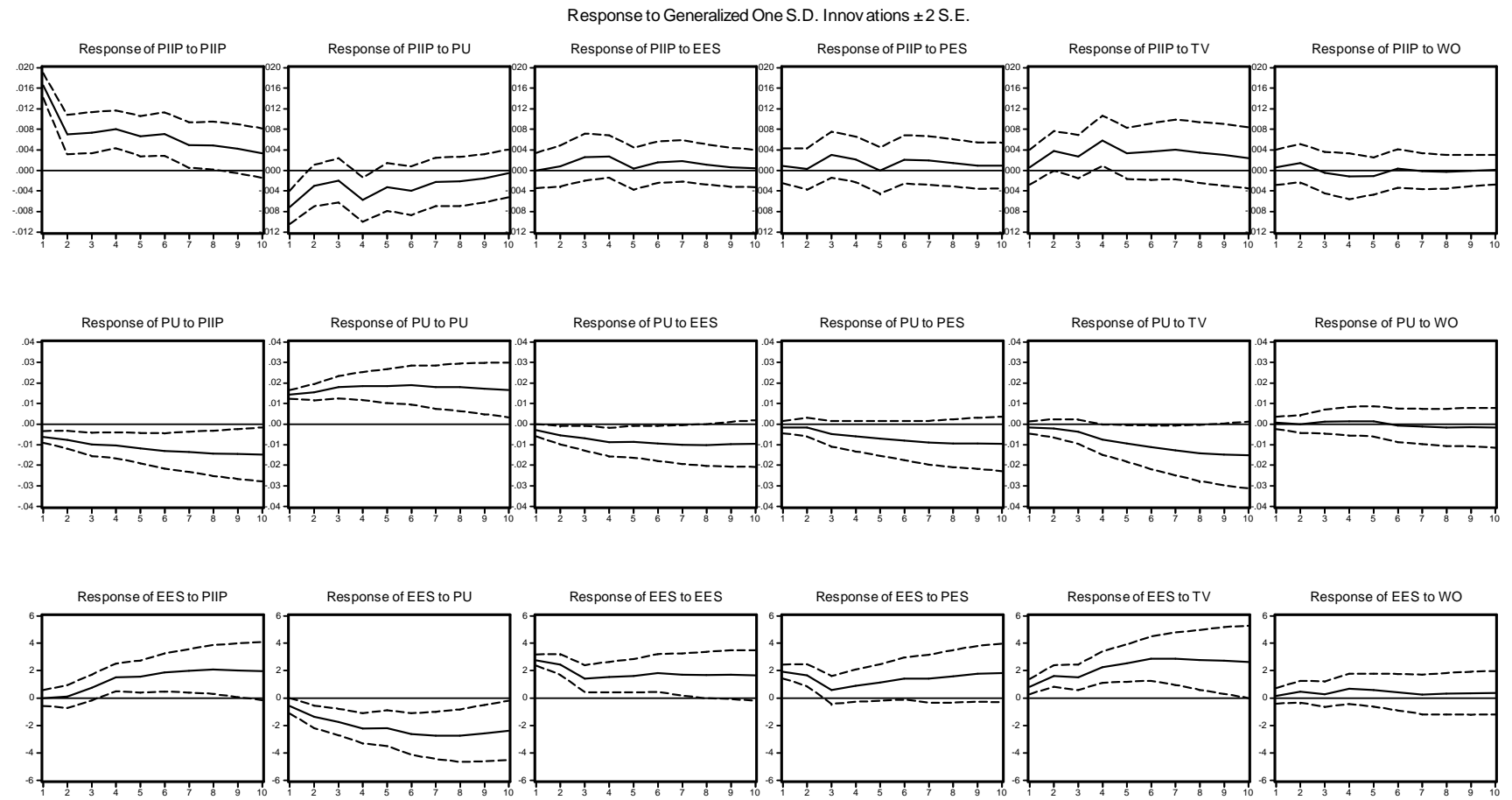
Abbildungen 9.14 und 9.15 zeigen die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Die Fehler von PIIP und PU sind stark kontemporär miteinander korreliert ($-0,43$). Schocks in PU gehen mit einem signifikanten kontemporären Absinken von PIIP einher und umgekehrt. Während die Wirkungen von PIIP-Schocks auf PU persistent sind, werden PU-Schocks auf PIIP abgefedert und führen erst in $t = 4$ zu einem signifikanten Rückgang. EES- und PES-Schocks setzen sich ebenso wie WO-Schocks nicht in PIIP fort. Nur Schocks in TV führen zu einer schwachen Response in der mittleren Frist ($t = 4$). PU scheint eine in der mittleren Frist leichte, aber persistente Response auf EES und TV aufzuweisen. EES reagiert deutlich und persistent auf PIIP, PU und TV. Hier ist also neben dem Einfluss der realen Reihen auch deutlich eine Medienwirkung erkennbar. Die Verzögerung auf einen PIIP-Schock beträgt 3 Monate ($t = 4$). PES reagiert ebenfalls ca. 3 Monate zeitverzögert auf PIIP-Schocks. Neben PU- und TV-Schocks wirken auch EES-Schocks deutlich nach. Wiederum sind die Auswirkungen von WO-Schocks marginal nicht signifikant in dem Sinne, dass das 2 S.E.-Konfidenzband deutlich über der Nulllinie läge. TV reagiert 2 Monate zeitverzögert auf die realen Reihen. TV-Schocks selbst sind weniger persistent als die entsprechenden autoregressiven Schocks in PIIP, PU, EES oder PES. WO-Schocks entfalten wieder marginal keine Wirkung auf die betrachtete Reihe. WO reagiert 2 Monate zeitverzögert auf Schocks in PIIP, PU und TV.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Alle Variablen reagieren auf Schocks in den realen Reihen Produktion und Lage am Arbeitsmarkt. Dabei sind die Wirkungen von Schocks am Arbeitsmarkt generell höher als entsprechende Wirkungen von Produktionsschocks. Abgesehen von Wechselwirkungen untereinander und einem gewissen Informationsgehalt der Erwartungen hinsichtlich der Lage am Arbeitsmarkt sind Wahrnehmung und Erwartung die getriebenen Variablen in dem System. Dabei erweisen sich die Fernsehnachrichten neben den realen Reihen als dritte treibende Kraft. Neben einem schwachen Informationsgehalt bezüglich der Produktion und der Lage am Arbeitsmarkt entfalten sie deutlichen Einfluss auf Erwartungen, Wahrnehmungen und in geringerem Maß auf die Wochenmedien. Der Einfluss der Wochenmedien auf das System ist dabei marginal und möglicherweise vernachlässigbar.

Die Hypothese starker Medienwirkung wird insgesamt angenommen.

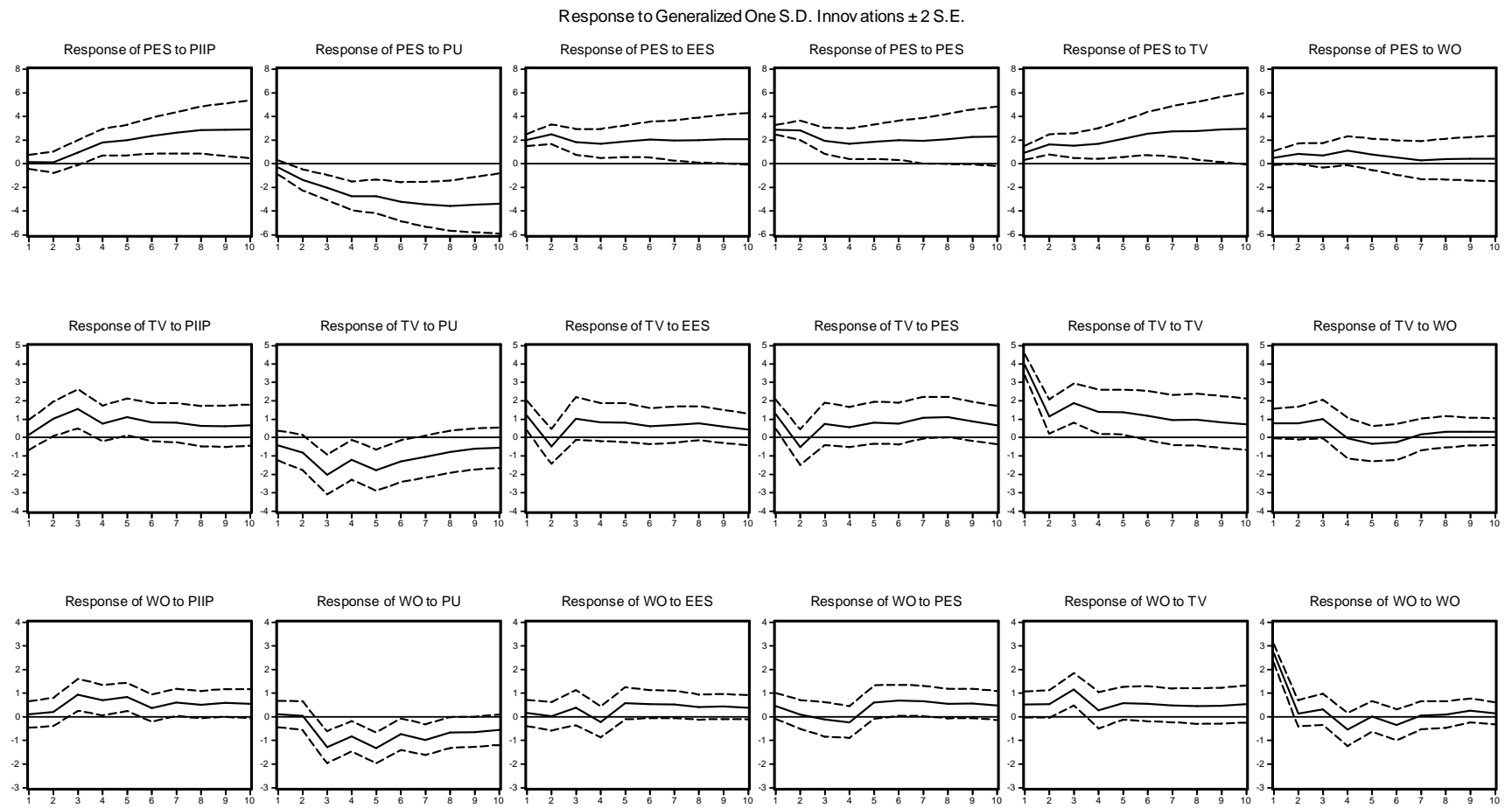
VAR-Estimates						
Sample: 1995:04 2002:12						
Obs: 93						
	PIIP	PU	EES	PES	TV	WO
PIIP(-1)	0.4361 0.001	-0.1026 0.339	-23.8125 0.248	-33.8377 0.116	44.9688 0.128	17.0141 0.395
PIIP(-2)	0.2533 0.057	-0.0318 0.781	17.1000 0.437	32.1542 0.162	-4.2081 0.893	17.4689 0.413
PIIP(-3)	0.1583 0.169	0.0074 0.941	13.2136 0.490	16.0113 0.422	-36.9930 0.178	-19.3481 0.300
PU(-1)	0.0400 0.787	0.9821 0.000	-73.0289 0.004	-85.6553 0.001	-39.2957 0.268	14.6076 0.544
PU(-2)	0.1128 0.584	0.1205 0.501	34.3336 0.319	48.9247 0.174	-90.7411 0.067	-78.1634 0.021
PU(-3)	-0.1144 0.476	-0.2399 0.089	24.1922 0.367	13.4987 0.628	120.6275 0.002	23.5939 0.365
EES(-1)	0.0005 0.571	-0.0018 0.029	0.7603 0.000	0.2151 0.195	-0.1539 0.497	-0.0348 0.821
EES(-2)	0.0004 0.753	0.0019 0.065	-0.1116 0.567	-0.2463 0.226	0.3525 0.207	0.2718 0.153
EES(-3)	-0.0008 0.408	-0.0002 0.776	0.0827 0.593	0.0572 0.722	-0.3224 0.147	-0.3968 0.010
PES(-1)	-0.0008 0.358	0.0013 0.100	-0.0827 0.590	0.7080 0.000	-0.3028 0.169	-0.0095 0.949
PES(-2)	0.0017 0.139	-0.0027 0.007	-0.0865 0.651	0.0236 0.905	0.2273 0.406	-0.3215 0.086
PES(-3)	-0.0009 0.278	0.0010 0.154	0.1208 0.378	0.0291 0.838	0.1703 0.384	0.4223 0.002
TV(-1)	0.0010 0.054	0.0000 0.971	0.2270 0.007	0.1537 0.075	0.3363 0.005	0.1496 0.063
TV(-2)	-0.0003 0.622	0.0001 0.772	0.0739 0.416	-0.0109 0.908	0.2701 0.040	0.2363 0.009
TV(-3)	0.0004 0.474	-0.0007 0.177	0.1488 0.115	-0.0461 0.636	-0.0484 0.718	-0.0596 0.512
WO(-1)	0.0003 0.688	-0.0003 0.554	0.0984 0.372	0.1562 0.175	0.2592 0.102	0.0069 0.948
WO(-2)	-0.0009 0.188	0.0007 0.191	-0.0701 0.516	-0.0351 0.755	0.2433 0.117	0.0631 0.547
WO(-3)	-0.0011 0.090	0.0005 0.391	0.0702 0.524	0.1754 0.128	-0.2892 0.069	-0.3189 0.004
C	0.0004 0.959	-0.0051 0.506	-3.1658 0.033	-3.4904 0.024	-0.3625 0.862	-3.9824 0.006
D911	-0.0093 0.340	-0.0023 0.782	2.2747 0.162	-1.8386 0.276	0.6539 0.777	-6.5054 0.000
R2	0.7514604	0.9694825	0.9497220	0.9775149	0.7039772	0.8078684
adj. R2	0.6867720	0.9615396	0.9366359	0.9716626	0.6269302	0.7578615
mean dep.	0.0119071	0.0071334	-13.339785	-22.949462	-3.9111968	-5.0592978
s.d. dep.	0.0295276	0.0733631	10.969326	17.070816	6.4568779	5.4497078
s.e. eq.	0.0165256	0.0143875	2.7612236	2.8736541	3.9438248	2.6816686

Tabelle 9.26: VAR-Schätzungen für PIIP, PU, EES, PES, TV und WO



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.14: Impulse-Response-Funktionen für PIIP, PU und EES



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.15: Impulse-Response-Funktionen für PES, TV und WO

9.5.5 Modell-Simulation

Im Weiteren sollte mit einer stochastischen Simulation die Güte des Modells geklärt werden. Als Benchmark für das Modell aus Abschnitt 9.5.4 wurde ein alternatives VAR-Modell ohne die Variablen TV und WO spezifiziert (Ergebnisse nicht dargestellt). Die Simulationen aus den Modellen wurden dann verglichen.

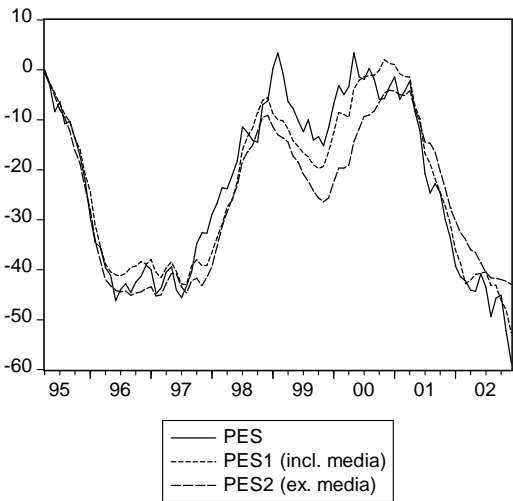


Abbildung 9.16: Simulation von PES

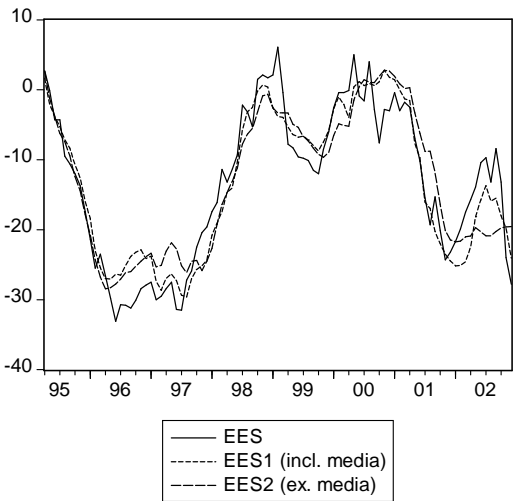


Abbildung 9.17: Simulation von EES

stats for	DEVMPE1	DEVMPE2
Mean:	18.859	54.350
S.D.:	25.644	74.505
Min:	0.0012	0.1314
Max:	179.13	316.27
Obs:	93	93

Tabelle 9.27: Statistiken der quadrierten Abweichungen für PES

stats for	DEVMEES1	DEVMEES2
Mean:	13.464	21.934
S.D.:	17.238	27.723
Min:	0.0030	0.0006
Max:	98.436	140.57
Obs:	93	93

Tabelle 9.28: Statistiken der quadrierten Abweichungen für EES

Abbildung 9.16 zeigt die Simulationen für PES mit den Variablen TV und WO (PES1) gegen die Simulation ohne die Medienvariablen (PES2) und die aktuellen Werte (PES). Bis auf den Zeitraum Ende 2000 bis Anfang 2001 zeigt die Reihe PES1 optisch eine bessere Anpassung an PES. Insbesondere 1998 bis Mitte 2000 unterschätzt die Simulation ohne Medien die tatsächlichen Werte deutlich. Tabelle 9.27 zeigt Statistiken der quadrierten Abweichungen mit

$$\text{DEVMPE1}_t := (\text{PES1}_t - \text{PES}_t)^2$$

Das MSE verbessert sich um 65% von 54,4 auf 18,9. Auch minimale und maximale quadrierte Abweichung verbessern sich deutlich.

Entsprechend zeigt Abbildung 9.17 zeigt die Simulationen für EES mit Medien (EES1) und ohne ohne (EES2). Auch hier übertrifft die Reihe EES1 die Reihe EES2 deutlich. Insbesondere der Hoffnungsaufschwung 2002 wird durch die Simulation aus den realen Reihen allein in keiner Weise nachvollzogen.

Tabelle 9.27 zeigt Statistiken der quadrierten Abweichungen mit

$$\text{DEVMEES1}_t := (\text{EES1}_t - \text{EES}_t)^2$$

Das MSE verbessert sich nicht ganz so stark wie im Fall EES um 38% von 21,9 auf 13,5. Auch die maximale quadrierte Abweichung verbessert sich, während sich die minimale Abweichung verschlechtert.

Die Grafiken legen zudem nahe, dass in den Jahren 1998 und 2002 mit Bundestagswahlen möglicherweise ein so genannter *honeymoon* vorlag. Insbesondere im Vorfeld des Regierungswechsels 1998 übersteigen die tatsächlichen Werte für Erwartung und Wahrnehmung die aus den realen und Medienreihen simulierten Werte. Hier liegt möglicherweise ein externer politischer Schock vor.

Insgesamt wurden durch die Simulationen die Ergebnisse aus Abschnitt 9.5.4 bestätigt. Durch Berücksichtigung der Medienberichterstattung lassen sich deutliche Verbesserungen in der Erklärung und Prognose von Wahrnehmung und Erwartung über Entwicklung der Wirtschaftslage erzielen.

9.5.6 Out-of-sample-Prognose

Zur weiteren Abschätzung der Prognosegüte wurden die Gleichungen für EES und PES aus Abschnitt 9.5.4 als Eingleichungsmodelle mit und ohne die Variablen TV und WO geschätzt. Die resultierenden Parameterschätzungen für PES mit den Variablen TV und WO ergeben sich wie folgt:

$$\begin{aligned} \text{PES} = & C(1)*\text{PIIP}(-1) + C(2)*\text{PIIP}(-2) + C(3)*\text{PIIP}(-3) + C(4)*\text{PU}(-1) + C(5)*\text{PU}(-2) + C(6)*\text{PU}(-3) + \\ & C(7)*\text{EES}(-1) + C(8)*\text{EES}(-2) + C(9)*\text{EES}(-3) + C(10)*\text{PES}(-1) + C(11)*\text{PES}(-2) + C(12)*\text{PES}(-3) + \\ & C(13)*\text{TV}(-1) + C(14)*\text{TV}(-2) + C(15)*\text{TV}(-3) + C(16)*\text{WO}(-1) + C(17)*\text{WO}(-2) + C(18)*\text{WO}(-3) + C(19) \end{aligned}$$

C(1) = -15.316046
 C(2) = 30.107219
 C(3) = -2.1675727
 C(4) = -73.695415
 C(5) = 64.640336
 C(6) = -17.693430
 C(7) = 0.2914621
 C(8) = -0.0822573
 C(9) = 0.1879084
 C(10) = 0.5867761
 C(11) = -0.0769762
 C(12) = -0.0468509
 C(13) = 0.1330163
 C(14) = 0.0480365
 C(15) = -0.0035297
 C(16) = 0.2113124
 C(17) = -0.0864006
 C(18) = 0.1066518
 C(19) = -4.5839628

Estimated S.E. = 2.7576610

Das Modell für PES ohne Medienvariablen lautet:

$$\begin{aligned} \text{PES} = & C(1)*\text{PIIP}(-1) + C(2)*\text{PIIP}(-2) + C(3)*\text{PIIP}(-3) + C(4)*\text{PU}(-1) + C(5)*\text{PU}(-2) + C(6)*\text{PU}(-3) + \\ & C(7)*\text{EES}(-1) + C(8)*\text{EES}(-2) + C(9)*\text{EES}(-3) + C(10)*\text{PES}(-1) + C(11)*\text{PES}(-2) + C(12)*\text{PES}(-3) + C(13) \end{aligned}$$

C(1) = 2.6185023
 C(2) = 25.327828
 C(3) = 3.3552278
 C(4) = -66.392526
 C(5) = 38.168150
 C(6) = -5.9992328
 C(7) = 0.3446370

```

C(8) = -0.0380066
C(9) = 0.0622040
C(10) = 0.5961055
C(11) = -0.0699942
C(12) = 0.0072059
C(13) = -5.2273922

```

Estimated S.E. = 2.9391372

Entsprechend ergibt sich für EES mit Medienvariablen

$$\begin{aligned} \text{EES} = & C(1)*\text{PIIP}(-1) + C(2)*\text{PIIP}(-2) + C(3)*\text{PIIP}(-3) + C(4)*\text{PU}(-1) + C(5)*\text{PU}(-2) + C(6)*\text{PU}(-3) + \\ & C(7)*\text{EES}(-1) + C(8)*\text{EES}(-2) + C(9)*\text{EES}(-3) + C(10)*\text{PES}(-1) + C(11)*\text{PES}(-2) + C(12)*\text{PES}(-3) + \\ & C(13)*\text{TV}(-1) + C(14)*\text{TV}(-2) + C(15)*\text{TV}(-3) + C(16)*\text{W0}(-1) + C(17)*\text{W0}(-2) + C(18)*\text{W0}(-3) + C(19) \end{aligned}$$

```

C(1) = -13.720440
C(2) = 24.181387
C(3) = 6.6432965
C(4) = -65.610866
C(5) = 49.697361
C(6) = -0.8637975
C(7) = 0.5909787
C(8) = 0.1077587
C(9) = 0.3518653
C(10) = 0.0592561
C(11) = -0.3369456
C(12) = -0.0223718
C(13) = 0.0762073
C(14) = 0.1171301
C(15) = 0.0853291
C(16) = 0.2964709
C(17) = -0.1042171
C(18) = 0.0835507
C(19) = -4.0324002

```

Estimated S.E. = 2.5709608

und für EES ohne TV und WO

$$\begin{aligned} \text{EES} = & C(1)*\text{PIIP}(-1) + C(2)*\text{PIIP}(-2) + C(3)*\text{PIIP}(-3) + C(4)*\text{PU}(-1) + C(5)*\text{PU}(-2) + C(6)*\text{PU}(-3) + \\ & C(7)*\text{EES}(-1) + C(8)*\text{EES}(-2) + C(9)*\text{EES}(-3) + C(10)*\text{PES}(-1) + C(11)*\text{PES}(-2) + C(12)*\text{PES}(-3) + C(13) \end{aligned}$$

```

C(1) = 6.4359365
C(2) = 28.280197
C(3) = 10.988463
C(4) = -56.897900
C(5) = 29.650286
C(6) = 1.3322147
C(7) = 0.6840370
C(8) = 0.1276979
C(9) = 0.2112688
C(10) = 0.0617957
C(11) = -0.2798247
C(12) = 0.0123189
C(13) = -4.8291330

```

Estimated S.E. = 2.8240692

Abbildungen 9.18 und 9.19 zeigen die *1-period-ahead*- und *t-period-ahead*-Prognosen für PES und EES mit und ohne Medien. Im Fall der statischen (*1-period-ahead*-) Prognose ist optisch nur eine leichte Verbesserung der Prognosegüte der Modelle mit Medien gegenüber denen ohne Medien erkennbar. Die dynamischen Prognosen weisen insgesamt keine gute Performance auf. Im Fall von PES ergeben die Modelle eine generelle Überschätzung der tatsächlichen Werte, im Fall EES eine Unterschätzung.

Tabellen 9.29 und 9.30 zeigen die Statistiken der Reihen der quadrierten Abweichungen. Für PES ergibt die statische Prognose mit TV und WO eine Verbesserung des MSE von 97,9 auf 83,2 (15%).

Die dynamische Prognose mit den Medienvariablen ergibt eine Verbesserung von 286,0 auf 190,1 (34%). Dieses Ergebnis lässt sich für die Reihe EES nicht replizieren. Hier ergibt zwar die statische Prognose ebenfalls eine Verbesserung um immerhin 10%. Dagegen verschlechtert sich im dynamischen Fall der Prognosefehler von 58,2 auf 77,1 um 25%.

Das letzte Ergebnis ist insofern verwunderlich, da aus der optischen Betrachtung zunächst der Schluss nahe lag, dass sich der Hoffnungsaufschwung 2002 aus der positiven TV-Berichterstattung ableiten ließ. Die Analyse hier widerlegt diese Annahme recht deutlich. Zwei Erklärungen bieten sich hierfür an.

Erstens liegt der Verdacht nahe, dass aufgrund der hohen geschätzten Standardabweichungen der Koeffizienten der Medieneinfluss hier deutlich unterschätzt wird. Aus der 3. Gleichung des VAR-Modells aus Abschnitt 9.5.4 ergibt sich mit

$$\text{EES}_t = \sum_{i=1}^3 a_i \text{PIIP}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 c_i \text{PU}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 c_i \text{EES}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 d_i \text{PES}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 e_i \text{TV}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 f_i \text{WO}_{t-i} + \epsilon_t \quad (9.36)$$

die Summe der geschätzten TV-Koeffizienten mit

$$\sum_{i=1}^3 \hat{e}_i = 0,4497 \quad , \quad (9.37)$$

während sich in der Schätzung der entsprechenden Einzelgleichung im Zeitraum 1995:1 bis 2001:12

$$\sum_{i=1}^3 \hat{e}_i = 0,2787 \quad (9.38)$$

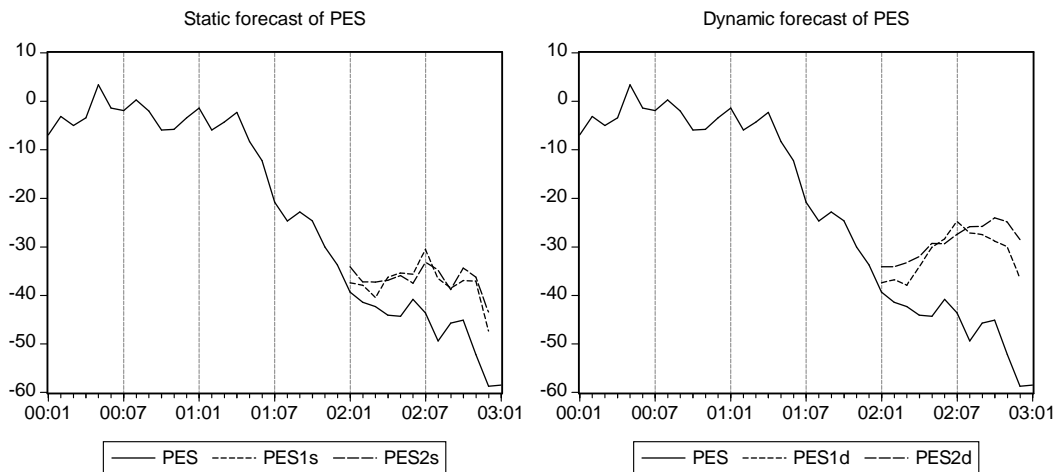
ergibt. Allerdings lehnt der Wald-Test die Hypothese $\sum \hat{e}_i = 0,4497$ mit einem Signifikanzniveau von 0,24 nicht ab. Es dürften also insgesamt unpräzise Parameterschätzungen für die Variable TV in der Einzelgleichung zu der drastischen Unterschätzung der tatsächlichen Werte der Reihe EES verantwortlich sein.

Zweitens könnte es sich bei dem Hoffnungsaufschwung um eine *self-fulfilling prophecy* gehandelt haben. Dies wird durch den guten Fit aus der statischen Prognose nahe gelegt. Es haben möglicherweise im Jahr 2002 einige aufeinander folgende gute Werte ausgereicht, um einen sich selbst fast 12 Monate tragenden Hoffnungsaufschwung einzuleiten. Da sich die realen Daten in 2002 kaum verschlechtert hatte, ist das Ende diese Aufschwungs möglicherweise erst durch die Mitte bis Ende des Jahres erneut einbrechende Berichterstattung herbeigeführt worden.

Als Resultat dieses Abschnittes jedenfalls wird deutlich, dass die *out-of-sample*-Prognose ohne die Stützung der Schätzung durch die Periode 2002:1 bis 2002:12 nur bedingt befriedigend verläuft.

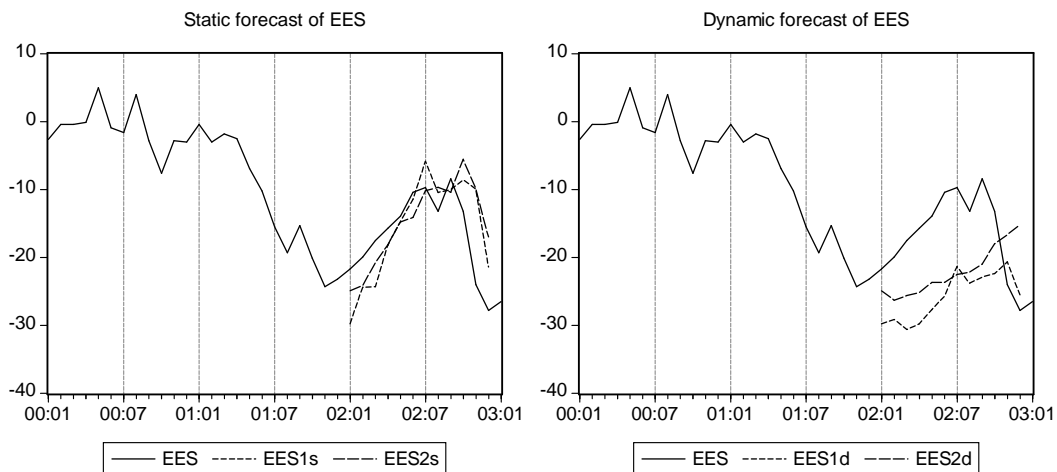
9.5.7 Zusammenfassung

Wie in Abschnitt 9.4 konnte ein maßgeblicher Einfluss der Medienberichterstattung auf die Umfragewerte nachgewiesen werden. Auch hier stellte sich dieses Ergebnis weit gehend unabhängig von der Wahl der Analysemethode ein. Erwartungsgemäß wird die Dynamik des Gesamtsystems hauptsächlich von der



PES1s: *1-period-ahead*-Prognose von PES mit Medien; PES2s: *1-period-ahead*-Prognose von PES ohne Medien
 PES1d: *t-period-ahead*-Prognose von PES mit Medien; PES2d: *t-period-ahead*-Prognose von PES ohne Medien

Abbildung 9.18: Statische bzw. dynamische Prognose von PES mit und ohne Medien



EES1s: *1-period-ahead*-Prognose von EES mit Medien; EES2s: *1-period-ahead*-Prognose von EES ohne Medien
 EES1d: *t-period-ahead*-Prognose von EES mit Medien; EES2d: *t-period-ahead*-Prognose von EES ohne Medien

Abbildung 9.19: Statische bzw. dynamische Prognose von EES mit und ohne Medien

stats for	DEVFSPES1	DEVFSPES2	DEVDPES1	DEVDPES2
Mean:	83.153	97.882	244.90	331.94
S.D.:	73.937	88.656	190.12	285.97
Min:	3.4144	10.756	3.6495	27.054
Max:	227.94	255.02	496.56	912.65
Obs:	12	12	12	12

Tabelle 9.29: Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem PES

stats for	DEVFSEES1	DEVFSEES2	DEVFDEES1	DEVFDEES2
Mean:	35.338	37.622	125.01	92.915
S.D.:	54.953	61.082	77.059	58.242
Min:	0.6165	0.2145	5.3167	10.101
Max:	197.57	199.78	234.41	176.07
Obs:	12	12	12	12

Tabelle 9.30: Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichem EES

Entwicklung der realen Reihen Industrieproduktion und Arbeitslosigkeit bestimmt. Es herrscht aber eine größere Zahl von Feedbackeffekten vor. So stellte sich heraus, dass die Reihe der Erwartungen über die Wirtschaftslage sowie die Reihe des TV-Indexes marginal informativ bezüglich der Lage am Arbeitsmarkt sind. Auch ist die Reaktion der Umfragewerte auf die Medienberichterstattung deutlicher ausgeprägt. Als dominant in der Gruppe der letztgenannten Effekte stellten sich wiederum die Fernsehmedien heraus, während der Einfluss bzw. der Informationsgehalt der Wochenmedien ebenfalls annähernd vernachlässigbar ist.

Die Interpretation aus Abschnitt 9.4.8 fortsetzend, sind die Wirtschaftssubjekte in einem noch größeren Maße als beim Thema Arbeitsmarkt auf Fremdquellen angewiesen, um Erwartungen und Einschätzungen über die Wirtschaftslage bilden zu können. Als plausible Begründung erscheint die größere Komplexität des Begriffs Wirtschaftslage, welcher sicherlich mehr umfasst als eine einzelne Kennziffer wie die industrielle Produktion. Darüber hinaus ist auch die Möglichkeit der Eigenwahrnehmung sicherlich beschränkter als im Fall der Arbeitslosigkeit oder gar der Preisentwicklung.

9.6 Einzelhandelsumsätze

9.6.1 Variablenselektion

Üblicherweise wird in Konsumfunktionen die Abhängigkeit der Konsumausgaben von Einkommen, vergangenem Konsum und weiteren Variablen untersucht. Für die Konsumausgaben wurden in dieser Untersuchung die Reihen EH45 (saisonbereinigtes Volumen des Einzelhandelsumsatzes ohne Handel mit KfZ und ohne Tankstellen) und EH87 (saisonbereinigtes Volumen des Einzelhandelsumsatzes zuzüglich Einzelhandel mit KfZ und Tankstellen) herangezogen. Statistiken über das monatliche Nettoeinkommen liegen nicht vor. Der effektive Tarifverdienst in der deutschen Gesamtwirtschaft hat sich in Voruntersuchungen als untaugliche Approximation erwiesen. Daher wurde hier ein nicht ganz befriedigendes Verfahren gewählt, die quartalsweise ausgewiesene (reale) Nettolohn- und -gehaltssumme (YQR) auf monatliche Frequenz zu konvertieren. Diese Reihe erwies sich als nützlicher als sowohl das Masseneinkommen als auch das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte (YVQR). Zusätzlich wurde der von der europäischen Kommission ausgewiesene *consumer confidence indicator* (CCI) verwendet und die Arbeitslosenquote (U), die sich in Abschnitten 9.4 und 9.5 als determinierend für die Einschätzung von Wirtschaftslage und Arbeitsmarkt – selber Komponenten des CCI – erwiesen hatte.

9.6.2 Beschreibung

stats for	EH45	EH87	YQR	U	PU	CCI	TV
Mean:	99.346	99.756	1.4184	9.9250	0.0296	-11.315	-3.7728
S.D.:	2.0221	2.7486	0.0424	0.9835	0.0806	8.7279	6.4022
Min:	94.500	95.000	1.3276	7.4000	-0.1058	-27.700	-19.521
Max:	105.10	108.90	1.5032	11.800	0.2152	6.3000	8.1712
Obs:	168	168	168	156	144	168	96

Tabelle 9.31: Statistiken für EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV

Abbildung 9.20 zeigt die Verläufe von Einzelhandelsumsätzen ohne Kfz und Tankstellen (EH45) gegen die konstruierte Reihe des Einkommens (YQR), die inverse Arbeitslosenquote (-U), das Konsumentenvertrauen (CCI) und die Fernsehberichterstattung (TV). Während konstruktionsbedingt die Reihe YQR kaum fluktuiert, ist eine deutliches Rauschen der Reihe EH45 zu erkennen. Dasselbe Muster ist im Verhältnis von EH45 zur inversen Arbeitslosenquote (-U) zu erkennen. Im gleitenden Mittel folgt die Reihe EH87 den Reihen YQR und -U recht deutlich. Der optische Zusammenhang zwischen CCI und EH87 sowie TV und EH45 ist recht lose. Ein gewisser Vorlauf der Reihe CCI von mehreren Monaten scheint erkennbar zu sein.

Abbildung 9.21 zeigt die entsprechenden Verläufe für die Variable EH87, welche den Einzelhandelsumsatz inklusive Kfz und Tankstellen bezeichnet. Der generelle Verlauf ist ähnlich zu den Fällen mit EH45 bis auf den Rückgang von EH45 zwischen 1995:1 bis 1997:12, der bei EH87 nicht anzutreffen ist.

Abbildung 9.22 weist die Verläufe einiger anderer Variablen aus. So wird der recht enge Zusammenhang zwischen dem Konsumentenvertrauen und der Fernsehberichterstattung verdeutlicht. Es scheint ein

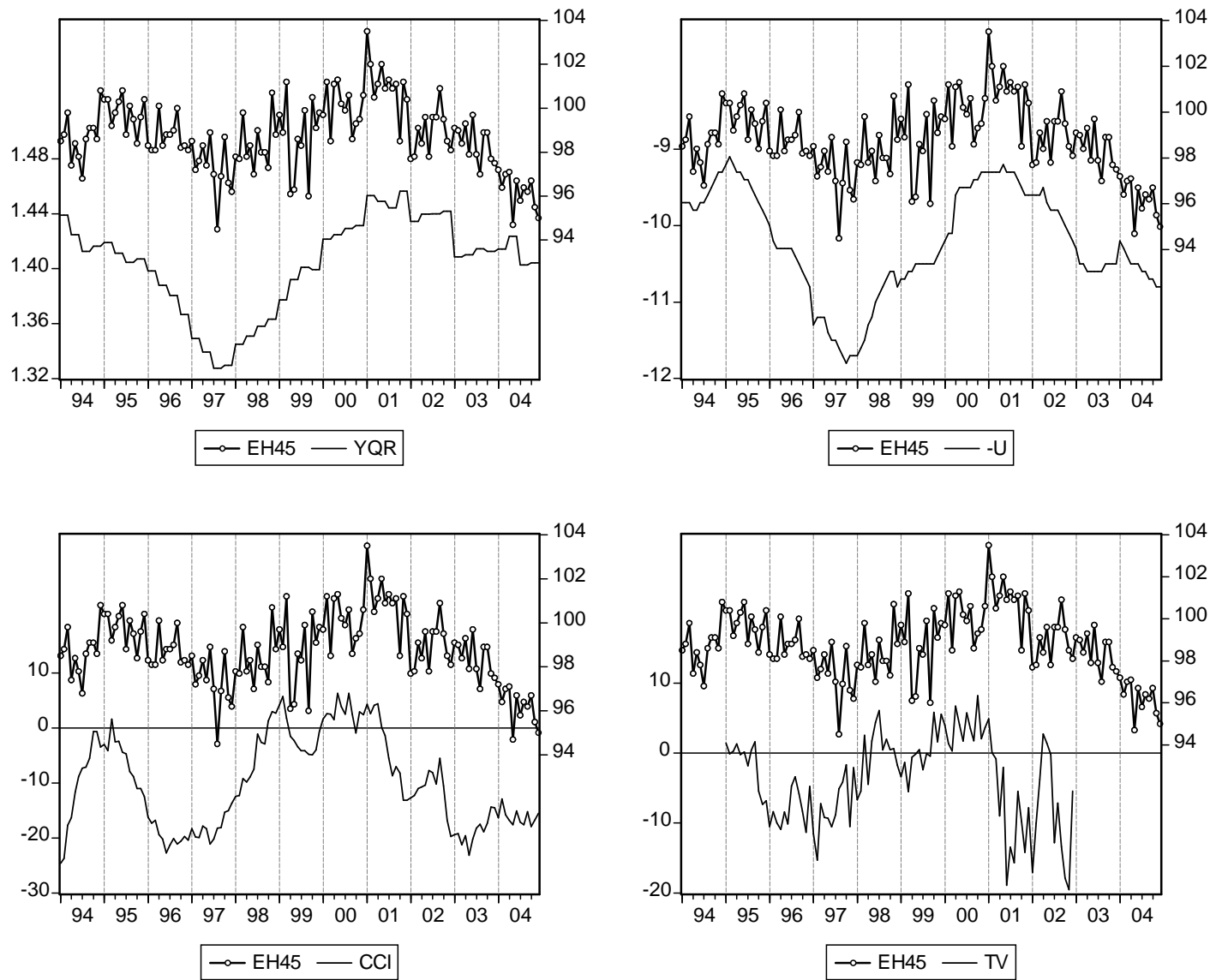


Abbildung 9.20: EH45 gegen -U, CCI und TV

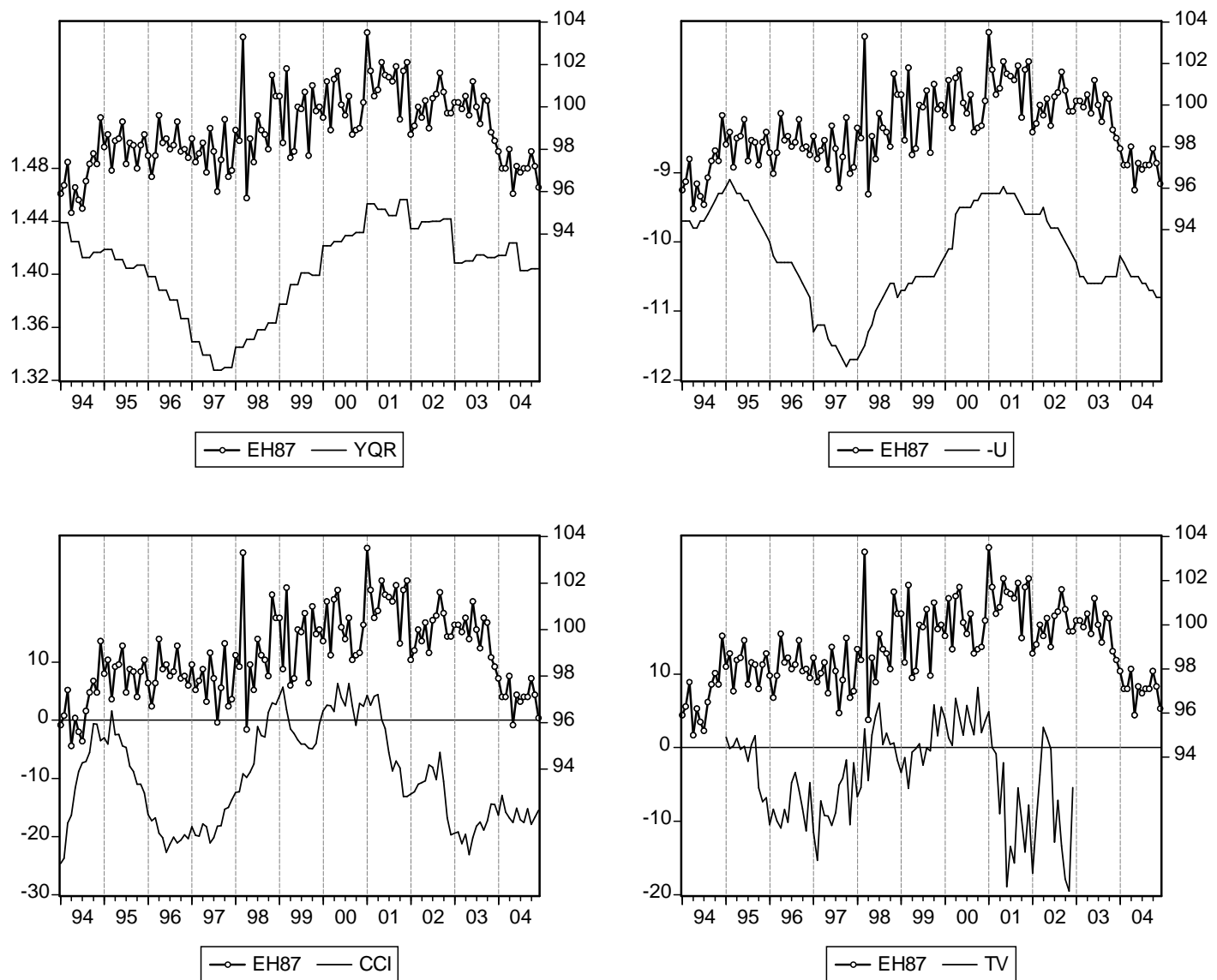


Abbildung 9.21: EH87 gegen -U, CCI und TV

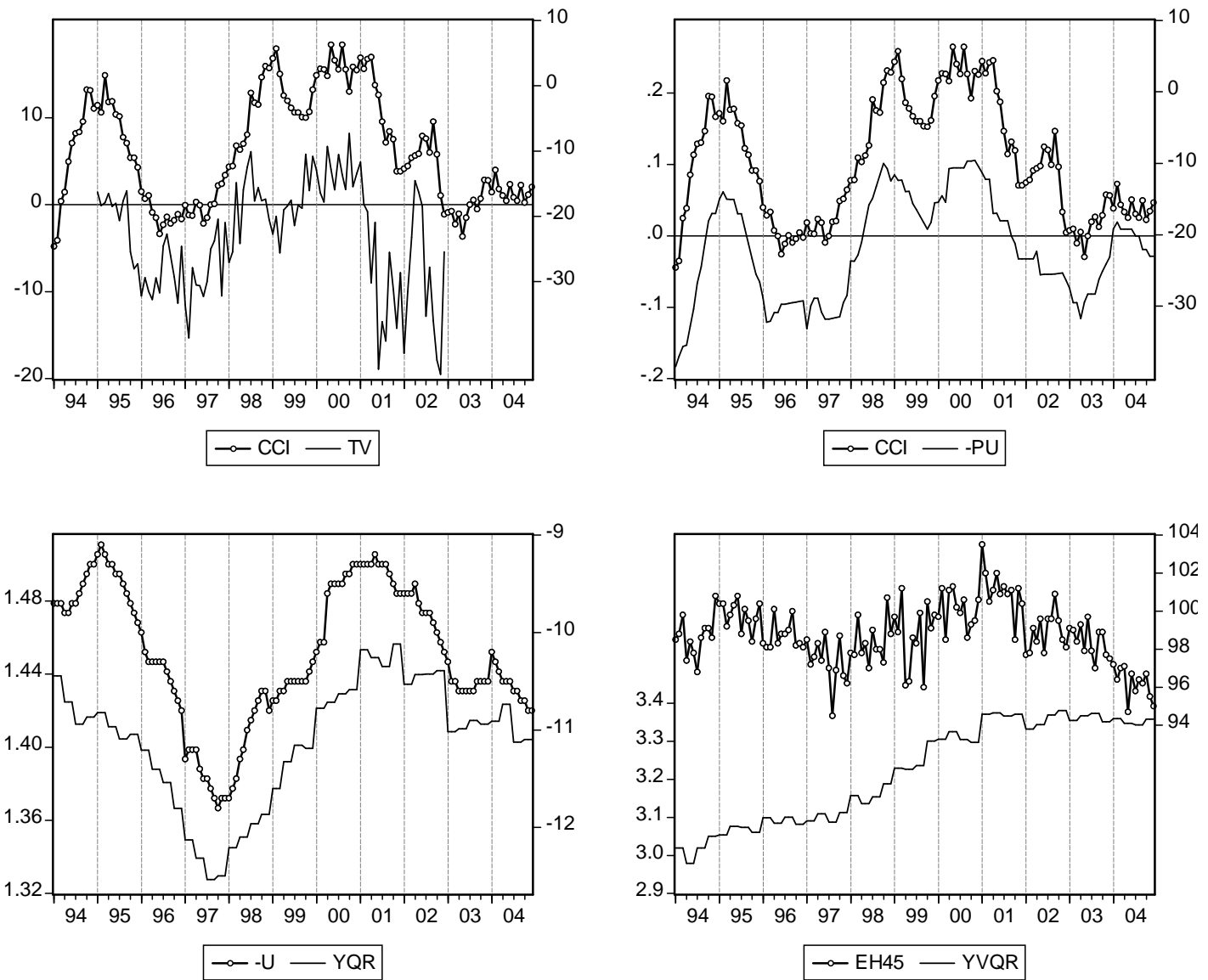


Abbildung 9.22: CCI gegen TV und -PU, U gegen YQR, EH45 gegen YQR

	YQR	YQR(-1)	YQR(-2)	U	U(-1)	U(-2)	PU	PU(-1)	PU(-2)	CCI	CCI(-1)	CCI(-2)	TV	TV(-1)	TV(-2)
EH45	0.61	0.60	0.56	-0.64	-0.62	-0.60	-0.41	-0.45	-0.48	0.47	0.49	0.50	0.13	0.18	0.26
EH45(-1)	0.62			-0.65			-0.37			0.40			-0.06		
EH45(-2)	0.62			-0.66			-0.33			0.32			-0.08		
EH87	0.55	0.53	0.49	-0.42	-0.39	-0.36	-0.40	-0.41	-0.43	0.46	0.47	0.48	0.09	0.06	0.12
EH87(-1)	0.57			-0.44			-0.38			0.42			-0.09		
EH87(-2)	0.57			-0.44			-0.36			0.37			-0.05		
YQR	1.00	0.99	0.97	-0.92	-0.91	-0.90	-0.37	-0.44	-0.49	0.41	0.49	0.56	-0.02	0.03	0.10
YQR(-1)				-0.92			-0.32			0.36			-0.07		
YQR(-2)				-0.92			-0.27			0.31			-0.11		
U				1.00	0.99	0.97	0.46	0.52	0.58	-0.46	-0.53	-0.59	-0.10	-0.15	-0.22
U(-1)							0.38			-0.40			-0.04		
U(-2)							0.30			-0.33			0.04		
PU							1.00	0.98	0.95	-0.94	-0.93	-0.91	-0.63	-0.65	-0.67
PU(-1)										-0.94			-0.60		
PU(-2)										-0.93			-0.55		
CCI										1.00	0.96	0.92	0.59	0.68	0.70
CCI(-1)													0.50		
CCI(-2)													0.45		
TV													1.00	0.70	0.66

Tabelle 9.32: Kreuzkorrelationen zwischen EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV

Pairwise Granger Causality Tests				
=====				
Lags included in test-VAR:	1	2	3	4
=====				
EH87 does not Granger Cause EH45	0.511	0.614	0.685	0.833
EH45 does not Granger Cause EH87	0.588	0.595	0.960	0.664
YQR does not Granger Cause EH45	0.001	0.036	0.246	0.420
EH45 does not Granger Cause YQR	0.661	0.566	0.778	0.327
U does not Granger Cause EH45	0.000	0.001	0.025	0.088
EH45 does not Granger Cause U	0.223	0.336	0.618	0.777
PU does not Granger Cause EH45	0.097	0.258	0.442	0.269
EH45 does not Granger Cause PU	0.051	0.438	0.632	0.816
CCI does not Granger Cause EH45	0.067	0.161	0.039	0.006
EH45 does not Granger Cause CCI	0.030	0.075	0.179	0.506
TV does not Granger Cause EH45	0.163	0.143	0.132	0.045
EH45 does not Granger Cause TV	0.042	0.036	0.026	0.065
YQR does not Granger Cause EH87	0.035	0.180	0.327	0.384
EH87 does not Granger Cause YQR	0.643	0.627	0.707	0.875
U does not Granger Cause EH87	0.009	0.239	0.704	0.737
EH87 does not Granger Cause U	0.115	0.601	0.862	0.915
PU does not Granger Cause EH87	0.021	0.026	0.095	0.155
EH87 does not Granger Cause PU	0.051	0.466	0.953	0.986
CCI does not Granger Cause EH87	0.124	0.158	0.058	0.024
EH87 does not Granger Cause CCI	0.019	0.087	0.258	0.462
TV does not Granger Cause EH87	0.779	0.686	0.512	0.340
EH87 does not Granger Cause TV	0.035	0.075	0.039	0.078
U does not Granger Cause YQR	0.005	0.014	0.010	0.014
YQR does not Granger Cause U	0.620	0.574	0.541	0.342
PU does not Granger Cause YQR	0.002	0.004	0.007	0.019
YQR does not Granger Cause PU	0.004	0.160	0.584	0.589
CCI does not Granger Cause YQR	0.003	0.008	0.005	0.028
YQR does not Granger Cause CCI	0.004	0.027	0.062	0.068
TV does not Granger Cause YQR	0.012	0.028	0.030	0.112
YQR does not Granger Cause TV	0.402	0.472	0.669	0.775
PU does not Granger Cause U	0.000	0.003	0.123	0.491
U does not Granger Cause PU	0.001	0.075	0.096	0.146
CCI does not Granger Cause U	0.000	0.000	0.008	0.009
U does not Granger Cause CCI	0.023	0.000	0.000	0.000
TV does not Granger Cause U	0.001	0.017	0.055	0.108
U does not Granger Cause TV	0.636	0.002	0.005	0.008
CCI does not Granger Cause PU	0.002	0.005	0.009	0.003
PU does not Granger Cause CCI	0.076	0.000	0.000	0.000
TV does not Granger Cause PU	0.071	0.175	0.112	0.212
PU does not Granger Cause TV	0.006	0.037	0.003	0.004
TV does not Granger Cause CCI	0.000	0.000	0.000	0.000
CCI does not Granger Cause TV	0.170	0.267	0.353	0.406

Tabelle 9.33: Granger-Kausalitäts-Tests zwischen EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV

gewisser Vorlauf der TV-Reihe erkennbar. Der bereits in Abschnitt 9.5 festgestellte Zusammenhang zwischen Veränderungsrate der Arbeitslosenquote (PU) und der Einschätzung der Wirtschaftslage – hier in dem Gesamtindikator CCI – wird ebenfalls noch einmal sichtbar. Intuitiv einleuchtend ist der enge Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und der Nettolohn- und -gehaltssumme. Zwischen dem verfügbaren Einkommen und den Einzelhandelsumsätzen besteht kaum ein optisch erkennbarer Zusammenhang.

9.6.3 Kreuzkorrelationen

Tabelle 9.32 zeigt einige Kreuzkorrelationen zwischen den Variablen EH45, EH87, YQR, U, PU, CCI und TV. Die Kreuzkorrelationen zwischen EH45 und EH87 sind nicht ausgewiesen.

Der generelle Zusammenhang zwischen EH45 und YQR bzw U beträgt absolut ca. 0,6. Dabei ist ein leichter Vorlauf der Reihe EH45 erkennbar. Der Zusammenhang zwischen EH87 und diesen Variablen ist geringer (0,55 bzw 0,4), aber ebenfalls mit Vorlauf von EH87. Der Zusammenhang zwischen den EH-Reihen und PU beträgt ca. 0,4 bis 0,45 bei Vorlauf der Reihe PU. CCI läuft ebenfalls vor bei einer Korrelation von ca. 0,5. Der Zusammenhang zwischen TV und EH45 bzw. EH87 ist positiv, aber verschwindend gering.

YQR ist eng korreliert mit U (Korrelation von ca 0,9). Damit könnte die monatlich ausgewiesene Arbeitslosenrate als Approximation des Einkommens herangezogen werden. Auch die Kreuzkorrelationen der beiden Variablen mit den Variablen PU, CCI und TV ist jeweils ähnlich. Der Zusammenhang mit PU beträgt absolut ca 0,5 (YQR) bzw. 0,6 (U) bei einem Vorlauf von PU. Auch CCI läuft U und YQR vor, der Zusammenhang beträgt ca. 0,5 bis 0,6. TV ist jeweils unkorreliert mit YQR und U.

PU und CCI laufen U um 2 Monate vor. Die Korrelation beträgt jedes Mal ca. 0,6. TV ist mit U nur schwach bis gar nicht korreliert. Die Veränderungsrate der Arbeitslosenquote (PU) korreliert stark mit CCI (Korrelation $> 0,9$). Dabei ist möglicherweise ein Vorlauf von PU zu erkennen. Der Zusammenhang von TV und CCI ist etwas schwächer, bei einem Vorlauf von TV mit einem Korrelationskoeffizienten von ca. 0,7 aber immer noch beträchtlich.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Das Einzelhandelsvolumen scheint ein Prädiktor für Einkommen und Arbeitslosigkeit zu sein. Umgekehrt werden EH45 und EH87 sowohl von der Veränderungsrate der Arbeitslosenquote und dem Konsumentenvertrauen beeinflusst. Fernsehberichterstattung weist keinen Zusammenhang mit den Umsätzen auf. Arbeitslosigkeit und Einkommen hängen sehr direkt zusammen. Da darüber hinaus kein klarer Vorlauf einer Reihe ausgemacht werden kann, zudem YQR konstruktionsbedingt schlechte Eigenschaften in Schätzungen aufweisen wird, kann die Arbeitslosigkeit als Approximation der Nettolohnsumme herangezogen werden. Ebenso wie beim Einkommen ist ein klarer Vorlauf der Veränderungsrate der Arbeitslosenquote und des Konsumentenvertrauens vor der Arbeitslosigkeit zu erkennen. Die TV-Berichterstattung läuft sowohl dem Konsumentenvertrauen als auch der Veränderungsrate der Arbeitslosenquote vor; letztere hängt auch deutlich mit dem Konsumentenvertrauen zusammen, wobei ein Vorlauf nicht ausgeschlossen werden kann.

9.6.4 Grangerkausalität

Tabelle 9.33 zeigt die Ergebnisse verschiedener Grangerkausalitätstests. Offensichtlich verhalten sich YQR, U und CCI grangerkausal zu EH45. Die Evidenz für YQR ist dabei weniger deutlich als für U. EH45 verhält sich umgekehrt auch grangerkausal zu CCI, so dass von Wechselwirkungen zwischen Einzelhandelsumsatz und Konsumentenvertrauen auszugehen ist. Die einzige Variable, welche robust von EH45 beeinflusst wird, ist TV. Umgekehrt liegen keine Anzeichen von Grangerkausalität von TV für EH45 vor.

Im Gegensatz zu EH45 ist bei EH87 der Einfluss von YQR und U deutlich schwächer sichtbar. Nur bei den Spezifikationen mit einem Lag stellen sich signifikante Teststatistiken heraus. Bei allen anderen Spezifikationen wird die Hypothese, dass keine Wechselwirkungen zwischen den Variablen vorliegen, angenommen. Dafür sind die Anzeichen dafür, dass PU grangerkausal zu EH87 ist, hier stärker. Zwischen CCI und EH87 liegen möglicherweise Feedbackbeziehungen vor, wobei die Ergebnisse sensibel auf die Lagspezifikationen reagieren. Deutlich sichtbar ist der Einfluss von EH87 auf die TV-Berichterstattung, während umgekehrt TV dieses mal deutlich ohne Wirkung auf EH87 bleibt.

Sehr deutlich ist das Einkommen abhängig von der Arbeitslosigkeit – sowohl U als auch PU sind grangerkausal zu YQR. Umgekehrt weisen die Tests deutliche Insignifikanz auf. Hier schlägt wiederum die Konstruktion der Reihe YQR aus Quartalszahlen zubuche. Das Ergebnis weist wieder darauf hin, dass U und PU als Annäherung für das Einkommen herangezogen werden können. YQR und CCI wechselwirken deutlich, während TV von YQR beeinflusst wird. Zwischen U und CCI, U und TV, PU und CCI und möglicherweise auch zwischen PU und TV liegen Wechselwirkungen vor. Die letzten beiden Zeilen der Tabelle deuten auf eine deutliche Wirkung von TV auf CCI hin.

Insgesamt ergibt sich ein hochgradig interdependentes System. Auf direktem Weg werden die Einzelhandelsumsätze vom der Nettolohn- und -gehaltssumme, der Arbeitslosenquote und dem Konsumentenvertrauen beeinflusst. Das Konsumentenvertrauen wiederum wird von der Veränderung und dem Niveau der Arbeitslosenquote, der Nettolohn- und -gehaltssumme, der TV-Berichterstattung und möglicherweise von den Einzelhandelsumsätzen selbst, also von allen endogenen Variablen, beeinflusst. TV wiederum reagiert insbesondere auf Niveau und Veränderung der Arbeitslosigkeit, aber auch auf die Einzelhandelsumsätze.

9.6.5 VAR-Schätzung

9.6.5.1 Ökonometrische Probleme der Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit

Vor der Spezifikation eines VAR-Modells wurde aufgrund der Ergebnisse aus den vorangegangenen Abschnitten die konstruierte Variable YQR durch U ersetzt. Da in Abschnitten 9.5 und 9.4 festgestellt worden war, dass die jährliche Veränderungsrate der Arbeitslosenquote bestimmend für Einschätzungen der Wirtschaftssubjekte ist, wurde die Variable PU ebenfalls in das System aufgenommen. Insgesamt bilden also die 5 endogenen Variablen EH45 (bzw. EH87), U, PU, CCI und TV das System.

Dabei taucht allerdings das Problem auf, das in der Gleichung für PU die Annahmen für eine Durchführung der OLS-Schätzung im Allgemeinen nicht erfüllt sind. Dies verdeutlicht folgende Überlegung. Zunächst ist PU die Identität

$$PU_t := \frac{U_t - U_{t-12}}{U_{t-12}}. \quad (9.39)$$

Gleichzeitig werden durch die Formulierung eines VAR-Modells mit $y_{1,t} := U$, $y_{2,t} := PU$ und $y_t := (y_{1,t} \ y_{2,t})$ folgende Annahmen an den DGP getroffen:

$$y_{1,t} = \sum_i a_{1i} y_{1,t-i} + \sum b_{1i} y_{2,t-i} + \epsilon_{1,t} \quad (9.40)$$

und

$$y_{2,t} = \sum_i a_{2i} y_{1,t-i} + \sum b_{2i} y_{2,t-i} + \epsilon_{2,t} \quad (9.41)$$

Eine Voraussetzung für Konsistenz des OLS-Schätzers $\tilde{\beta}$ für die Regression

$$y = X\beta + u \quad (9.42)$$

ist die Eigenschaft

$$E[u_t | x_t] = 0 \quad (9.43)$$

Nach Umformung von Gleichung 9.41 gilt aber

$$y_{1,t} = y_{1,t-12} \left(\sum \alpha_{2i} y_{1,t-i} + \sum \beta_{2i} \frac{y_{1,t-i} - y_{1,t-12-i}}{y_{1,t-12-i}} + \epsilon_{2t} \right) + y_{1,t-12} \quad (9.44)$$

Einsetzen von 9.40 und Umformen ergibt

$$\begin{aligned} \epsilon_{2t} = & \frac{1}{y_{1,t-12}} \left(\sum \alpha_{1i} y_{1,t-i} + \sum \beta_{1i} \frac{y_{1,t-i} - y_{1,t-12-i}}{y_{1,t-12-i}} + \epsilon_{1,t} \right) - \\ & \sum \alpha_{2i} y_{1,t-i} - \sum \beta_{2i} \frac{y_{1,t-i} - y_{1,t-12-i}}{y_{1,t-12-i}} - 1 \end{aligned} \quad (9.45)$$

Es ist einfach zu sehen, dass in dieser Gleichung die Voraussetzung 9.43 nicht erfüllt ist, denn

$$E[\epsilon_{2,t} | x_t] = 1 \quad (9.46)$$

Es ist allerdings ebenfalls einfach zu sehen, dass wegen

$$x_t = [1 \quad y_{1,t-1} \quad y_{1,t-2} \quad \cdots \quad y_{1,t-12} \quad \cdots]$$

nur die erste Komponente des Schätzers $\tilde{\beta}$, mithin die für die Zwecke dieser Untersuchung nicht weiter wichtige Schätzung der Gleichungskonstanten, betroffen ist. Relevant ist, dass durch die Transformation

$$\epsilon_{2,t} = F(x_t) + \frac{1}{y_{1,t-12}} \epsilon_{1,t} \quad (9.47)$$

unter der Voraussetzung, dass die $\epsilon_{1,t}$ die üblichen Annahmen erfüllen, in Gleichung 9.41 Heteroskedastie der Residuen eingeführt wird. Tatsächlich sind also auch die anderen Parameterschätzungen betroffen, welche nach wie konsistent, per Konstruktion aber nicht effizient sind.

9.6.5.2 Einzelhandelsumsätze ohne Kfz und Tankstellen

Für das System der 4 Variablen EH45, U, PU, CCI und TV wurde eine optimale Laglänge von 1 ermittelt. Tabelle 9.34 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen.

In der ersten Gleichung sind die Koeffizienten von U, CCI und C signifikant bis hochsignifikant. TV, PU und die Vergangenheit von EH45 bleiben deutlich insignifikant. Gerade für TV ist der (direkte) Einfluss auf EH45 mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht von 0 verschieden. Ebenso weist EH45 keine Anzeichen von autoregressiver Persistenz auf.⁴ Der geringe Erklärungsgrad von $\bar{R}^2 = 0,42$ resultiert aus der hohen Fluktuation der Reihe EH45.⁵

U wird in besonderem Maße von seiner eigenen Vergangenheit und CCI erklärt. Das negative Vorzeichen des Koeffizienten von CCI(-1) entspricht der Erwartung, das ein steigendes Vertrauen der Konsumenten mit sinkender zukünftiger Arbeitslosigkeit einhergehen sollte. PU ist neben seiner Vergangenheit ebenfalls abhängig von CCI. Darüber hinaus besteht ein negativer Einfluss vom Niveau der Arbeitslosigkeit.

In der Gleichung für CCI weisen neben CCI(-1) die Variablen PU(-1) und TV(-1) signifikante Koeffizientenschätzungen auf. Die Vorzeichen – negativ für PU(-1) und positiv für TV – entsprechen den Erwartungen. Mit $\bar{R}^2 = 0,96$ wird ein Großteil der Varianz aufgeklärt.

In der letzten Gleichung (TV) sind die Lags von EH45, PU, CCI und TV selbst signifikant. Allerdings sind die Koeffizienten von EH45 und CCI kontraintuitiv negativ. Die erklärte Varianz ist mit $\bar{R}^2 = 0,62$ vergleichsweise hoch.

Für die Residuen muss die Hypothese multivariater Normalverteilung verworfen werden. Auch Abwesenheit serieller Korrelation kann nicht angenommen werden. Dagegen kann Heteroskedastie der Residuen verworfen werden.

Abbildungen 9.24 und 9.25 zeigen die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Bedingt durch die hohe geschätzte Standardabweichung der EH45-Fehler ($\sigma_{EH45} = 1,2$) wirken die Schocks in den Variablen U, PU, CCI und TV vergleichsweise schwächer auf EH45 als Schocks in EH45 selbst. Abbildung 9.23 verdeutlicht die Zusammenhänge aus Abbildung 9.24 daher in einer anderen Skalierung. Bei allen vier Variablen sind signifikante Wirkungen der erwarteten Richtung zu erkennen. Bei U-Schocks ist 2 Perioden später ($t = 3$) ein signifikanter Rückgang von EH45 zu erkennen. Der Effekt setzt sich auch nach 12 Perioden noch fort. Einen fast gleichen Wirkungsverlauf weisen PU-Schocks auf. CCI-Schocks wirken in der kurzen und mittleren Frist positiv auf EH45. Der Effekt ist nach 6 Perioden nicht mehr deutlich signifikant. TV-Schocks wirken in der mittleren Frist positiv auf EH45. Nach 3 Monaten ($t = 4$) befindet sich das 2 S.E.-Konfidenzband deutlich über der Null-Linie. Ein schwacher, aber signifikanter Effekt bleibt

⁴Dieses Verhalten ändert sich deutlich, wenn der Untersuchungszeitraum erweitert wird. Offensichtlich ist der gewählte Untersuchungszeitraum geprägt von einer Oszillation um den Mittelwert mit hoher Fluktuation, weswegen der autoregressive Parameter deutlich unterschätzt wird. Dies erklärt auch das geringe \bar{R}^2 .

⁵So kann für den Trend von EH45 – etwa mit *moving-average*-Methoden – ein deutlich höheres \bar{R}^2 ermittelt werden. Dies deutet darauf hin, dass nicht die systematische Komponente von EH45 schlecht erklärt wird, sondern die zufällige. Die einzige Verbesserungsmöglichkeit bestünde darin, nach Variablen mit ähnlich hoher Fluktuation wie EH45 zu suchen.

selbst nach 12 Perioden noch bestehen.

U und PU reagieren nicht auf EH45-Schocks. Allerdings scheinen sowohl in CCI als auch in TV Informationen bezüglich der Lage am Arbeitsmarkt enthalten zu sein. U und PU reagieren schwach, aber signifikant auf CCI- und TV-Schocks. Im Fall von TV sind die Schocks auch nach 12 Monaten noch persistent.

Während CCI nicht auf EH45 reagiert, wird der bestimmende Einfluss von Schocks am Arbeitsmarkt deutlich. Dabei reagiert das Konsumentenvertrauen stärker auf Schocks in den Veränderungsraten als auf das Niveau. Deutlich signifikant und relevant sind aber auch die TV-Schocks. Schocks in TV in Höhe von $\hat{\sigma}_{TV}$ (4.1) wirken sich ebenso stark aus wie U-Schocks in Höhe von $\hat{\sigma}_U$ (0.1).

TV schließlich reagiert in $t = 2$ marginal signifikant kontraintuitiv negativ auf EH45-Schocks. Auch auf U- und PU-Schocks reagiert TV negativ. Der Verlauf der TV-PU-Response-Funktion deckt sich in etwa mit dem in Abschnitt 9.5.4 ermittelten Verlauf (vgl. Abbildung 9.15). CCI-Schocks üben keine Wirkungen auf TV aus.

Insgesamt ergibt sich folgendes Bild: Die Einzelhandelsumsätze EH45 werden von allen vier betrachteten Variablen beeinflusst: Von dem Niveau der Arbeitslosigkeit, der Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit, dem Konsumentenvertrauen und der Fernsehberichterstattung. Die Lage am Arbeitsmarkt – bei der das Niveau der Arbeitslosigkeit als Approximation des (Lohn-)Einkommens fungiert – ist der bestimmende Faktor im System, denn auch Konsumentenvertrauen und Berichterstattung reagieren deutlich auf Veränderungen dort. Umgekehrt üben aber auch Konsumentenvertrauen und die Fernsehberichterstattung Einfluss auf die Lage am Arbeitsmarkt aus. Alles in allem ergibt sich ein hochgradig interdependentes System, bei dem allerdings der Konsum – gemessen an den Einzelhandelsumsätzen – am Schluss der Kausalkette steht. Von dort scheinen kaum Wirkungen zurück ins System zu gehen. Gleichzeitig verhält sich die Variable aber sehr volatil. Diese Volatilität kann innerhalb des Systems zu weniger als 50% erklärt werden.

9.6.5.3 Einzelhandelsumsätze mit Kfz und Tankstellen

Tabelle 9.35 zeigt analog zu Tabelle 9.34 die Schätzungen des Systems, bei der zum einen die Variable EH45 durch EH87 ersetzt wurde (Einzelhandel inklusive Kfz inklusive Tankstellenumsätze); zum anderen erwies sich die Variable U(-1) in der Gleichung für EH87 als insignifikant. Durch Austausch mit der Variablen EH87 konnte zudem das \bar{R}^2 etwas verbessert werden. Deshalb wurde statt U wieder YQR verwendet. Wiederum stellte sich eine Laglänge von 1 als optimal heraus.

Die Koeffizientenschätzungen aus Tabelle 9.35 sind denen aus Tabelle 9.34 fast gleich. Der einzige signifikante Unterschied besteht in der Tatsache, dass CCI(-1) auf 10%-Niveau signifikant für U ist, während die Signifikanz von CCI(-1) für YQR mit einem p-Wert von 13% abgelehnt wird. Das \bar{R}^2 für EH87 fällt mit 0,33 noch geringer aus als das für EH45 ($\bar{R}^2 = 0,42$).

Der LM-Tests auf Autokorrelation signalisiert eher keine Probleme, während der Portmanteau-Test serielle Korrelation bis zu einer Länge von 15 Lags anzeigt. Normalverteilung der Residuen wird ebenfalls

VAR-Estimates
Sample: 1995:02 2002:12
Obs: 95

	EH45	U	PU	CCI	TV
EH45(-1)	-0.0032 0.976	0.0008 0.932	0.0000 0.976	0.0226 0.901	-0.9523 0.012
U(-1)	-1.0070 0.000	0.9433 0.000	-0.0085 0.002	0.5244 0.157	0.3786 0.618
PU(-1)	5.3875 0.317	-0.0416 0.928	0.8992 0.000	-32.8602 0.000	-72.6413 0.000
CCI(-1)	0.0921 0.045	-0.0076 0.052	-0.0010 0.077	0.6391 0.000	-0.3307 0.038
TV(-1)	-0.0010 0.970	-0.0006 0.779	-0.0003 0.378	0.1741 0.000	0.4651 0.000
C	110.3749 0.000	0.4507 0.664	0.0764 0.603	-9.7146 0.634	86.2594 0.042
R2	0.4472238	0.9837149	0.9639501	0.9481261	0.6173129
adj. R2	0.4161690	0.9828000	0.9619248	0.9452119	0.5958136
mean dep.	99.097895	10.222105	0.0057896	-7.7884211	-3.8275442
s.d. dep.	1.5416887	0.7707663	0.0731646	8.4719420	6.4135609
s.e. eq.	1.1779864	0.1010851	0.0142765	1.9830157	4.0774636

Tabelle 9.34: VAR-Schätzungen für EH45, U, PU, CCI und TV

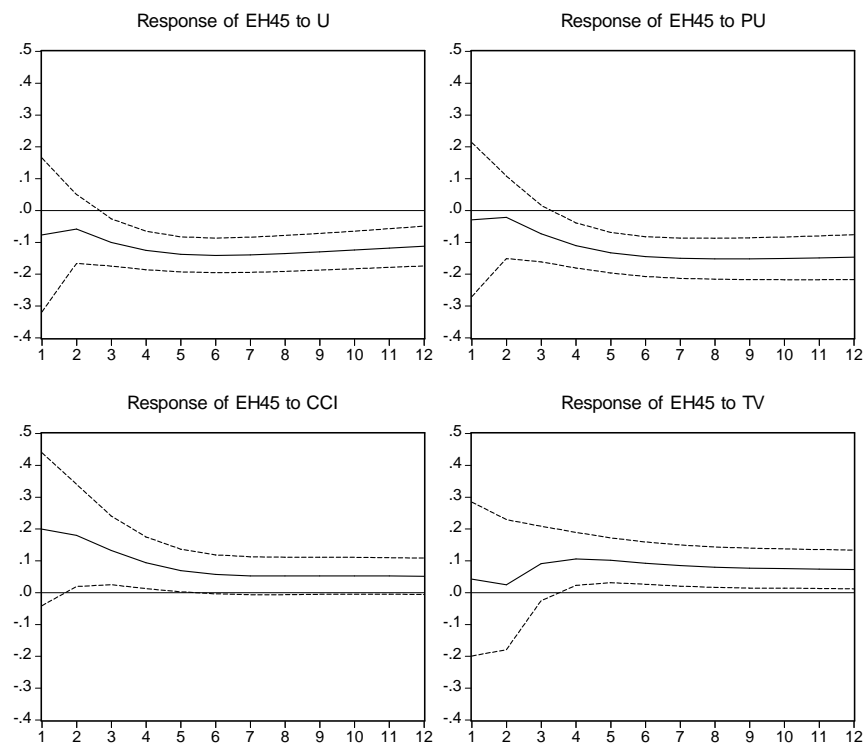
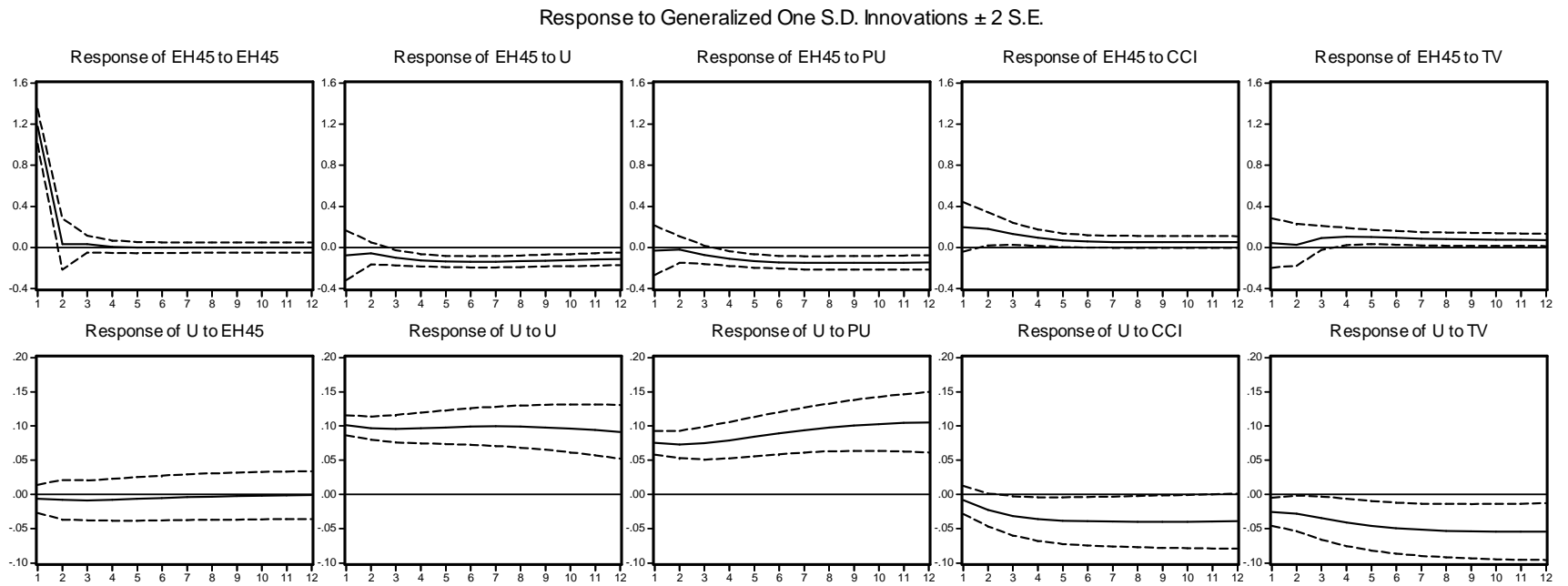
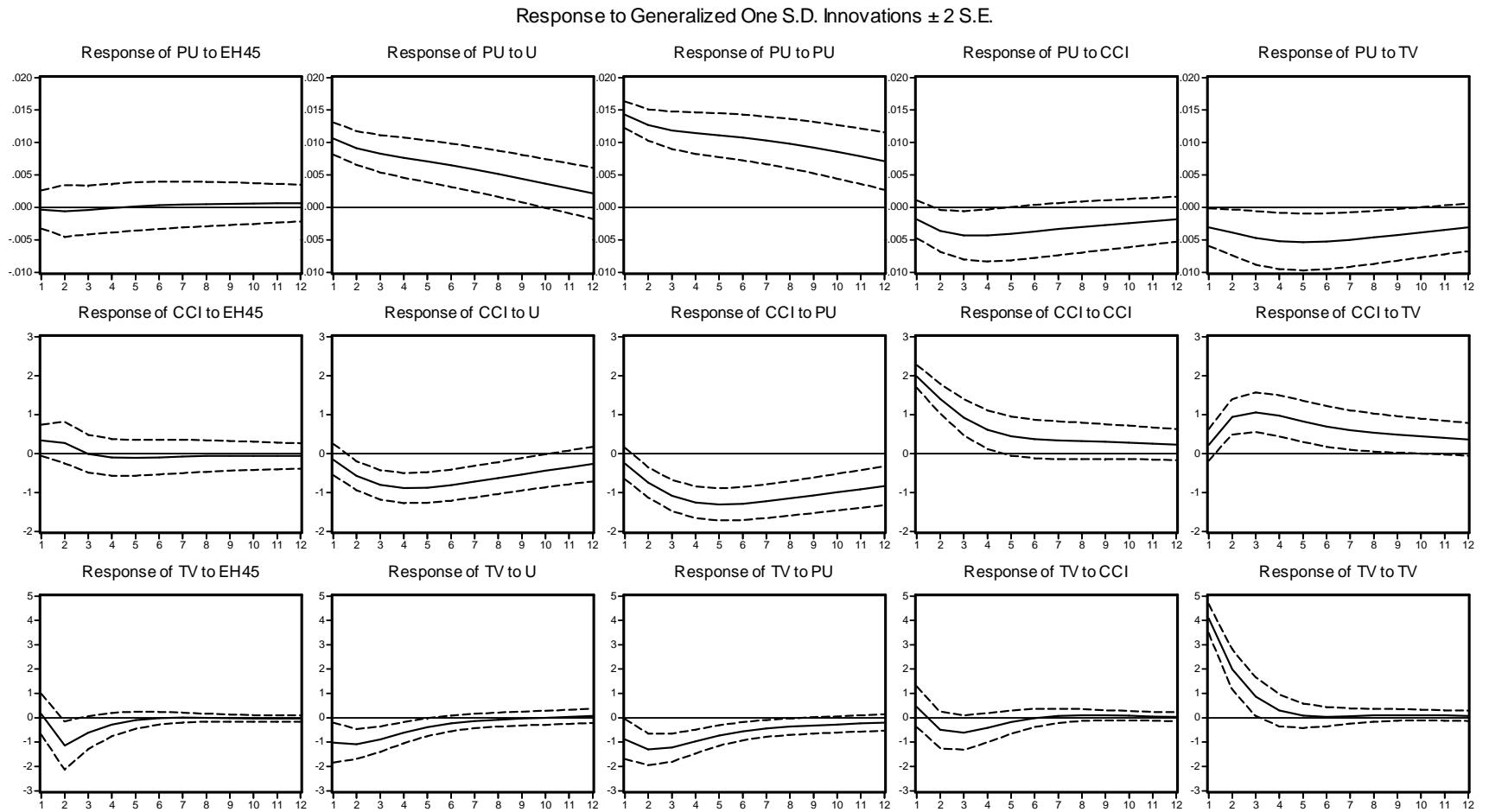
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Abbildung 9.23: Impulse-Response-Funktionen von EH45 auf Schocks in U, PU, CCI und TV



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.24: Impulse-Response-Funktionen von EH45 und U



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.25: Impulse-Response-Funktionen von PU, CCI und TV

verworfen. Heteroskedastie könnte bei den TV-Residuen vorliegen. Die Residuen-Tests zeigen an, dass die p-Werte aus Tabelle 9.35 möglicherweise nur asymptotisch gelten.

Abbildung 9.27 und 9.27 zeigen die Impulse-Response-Funktionen des Systems. Die Verläufe ähneln im Großen und Ganzen denen aus Abbildungen 9.24 und 9.25. Abbildung 9.26 zeigt die Response von EH87 auf Schocks in YQR, PU, CCI und TV in höherer Auflösung.

EH87 reagiert wieder positiv auf Schocks in YQR. Signifikant werden die Effekte nach 2 Perioden. Nach 8 Monaten beginnt der Effekt zu verschwinden. PU-Schocks entfalten ihre Wirkung auf EH87 zeitverzögert nach 5 Monaten ($t = 6$). Auch nach 12 Perioden ist der Effekt noch nicht verschwunden. Die kontemporäre Korrelation der EH87-Residuen mit den CCI-Residuen ist weitaus höher als die entsprechende Korrelation der EH45- und CCI-Residuen ($\delta_{\hat{\sigma}_{EH87}, \hat{\sigma}_{CCI}} = 0,28$; $\delta_{\hat{\sigma}_{EH45}, \hat{\sigma}_{CCI}} = 0,17$; vgl. Abbildung 9.23). Änderungen des Konsums und des Konsumentenvertrauens finden also kontemporär noch stark korreliert statt. Zudem ist der Effekt des Schocks anhaltender; selbst in $t = 12$ befindet sich das Konfidenzband noch oberhalb der Nulllinie. TV-Schocks benötigen 4 Perioden, um ihre Wirkung auf EH87 zu entfalten, die Wirkung ist aber dann ebenfalls langfristig persistent.

Die restlichen Impulse-Response-Funktionen ähneln denen aus dem Fall EH45. Ausnahmen sind die Response von CCI auf EH87-Schocks, bei der aufgrund der o.g. höheren Korrelation der entsprechenden Residuen ein signifikanter positiver Effekt in $t = 1$ und $t = 2$ auftritt, und die CCI- und TV-Response auf YQR, welche im Gegensatz zu den entsprechenden Fällen mit den Variablen EH45 und U nicht signifikant ausfallen.

Im Wesentlichen bleiben die Ergebnisse aus Abschnitt 9.6.5.2 gültig. Wieder wird der Einzelhandelsumsatz (mit Kfz und Tankstellen) von den vier anderen endogenen Variablen getrieben. Der Einfluss des Konsumentenvertrauens erscheint marginal etwas größer zu sein als im Fall des Einzelhandelsumsatzes ohne Kfz und Tankstellen. Dieses Ergebnis kann aber auch ein Artefakt der Verwendung unterschiedlicher Regressoren sein (konstruiertes monatliches Einkommen statt Arbeitslosigkeit). Das Einkommen als Regressor ist darüber hinaus weniger dominant als die Arbeitslosigkeit. Gleichzeitig werden insbesondere die weichen Variablen Konsumentenvertrauen und TV-Berichterstattung weiterhin stark von der Veränderung der Arbeitslosigkeit geprägt. Vom Konsum selbst fließen wieder kaum Effekte zurück in das System, wenn auch dieses mal ein gewisser Effekt auf das Konsumentenvertrauen zu beobachten ist.

9.6.6 Simulation

Im Weiteren sollte mit einer stochastischen Simulation die Güte des Modells geklärt werden. Als Benchmark für die Modelle aus Abschnitt 9.6.5 wurden 2 alternative VAR-Modelle ohne die Variablen TV und weitere 2 ohne die Variablen CCI und TV spezifiziert (Ergebnisse nicht dargestellt). Die Simulationen aus den Modellen wurden dann verglichen.

Abbildung 9.29 zeigt die Simulation der EH45 mit TV und CCI, mit CCI und ohne TV und ohne CCI und TV. Abbildung 9.30 zeigt die entsprechenden Simulationen von EH87. Optisch ist die Güte kaum abschätzbar. Tabelle 9.36 zeigt die Statistiken der quadrierten Abweichungen. Bei EH45 ist die

VAR-Estimates
Sample: 1995:02 2002:12
Obs: 95

	EH87	YQR	PU	CCI	TV
EH87(-1)	0.0480 0.651	0.0004 0.447	-0.0007 0.562	0.1667 0.298	-0.9020 0.006
YQR(-1)	13.1701 0.005	0.9564 0.000	0.1541 0.003	-7.5822 0.275	-15.2051 0.281
PU(-1)	0.9765 0.869	0.0082 0.756	0.8678 0.000	-31.3109 0.001	-69.7939 0.000
CCI(-1)	0.0885 0.092	0.0003 0.133	-0.0011 0.053	0.6266 0.000	-0.2770 0.085
TV(-1)	-0.0475 0.114	0.0000 0.834	-0.0002 0.453	0.1848 0.000	0.4248 0.000
C	76.5802 0.000	0.0284 0.529	-0.1557 0.169	-8.1172 0.597	106.7766 0.001
R2	0.3672134	0.9782481	0.9621045	0.9476003	0.6233339
adj. R2	0.3316636	0.9770261	0.9599755	0.9446565	0.6021728
mean dep.	99.272632	1.3989184	0.0057896	-7.7884211	-3.8275442
s.d. dep.	1.6220188	0.0387352	0.0731646	8.4719420	6.4135609
s.e. eq.	1.3260303	0.0058711	0.0146374	1.9930416	4.0452600

Tabelle 9.35: VAR-Schätzungen für EH87, YQR, PU, CCI und TV

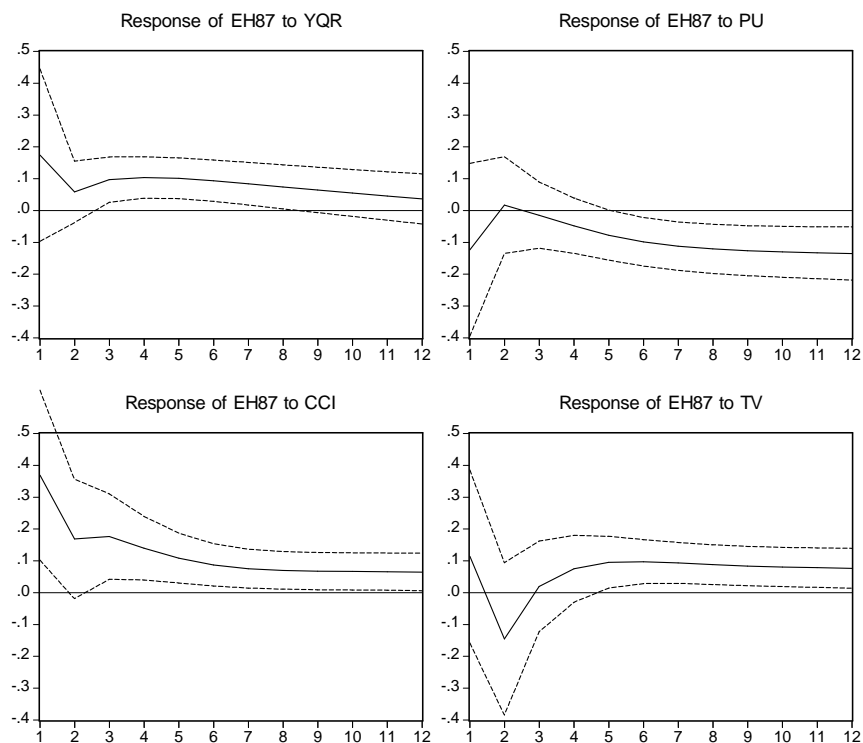
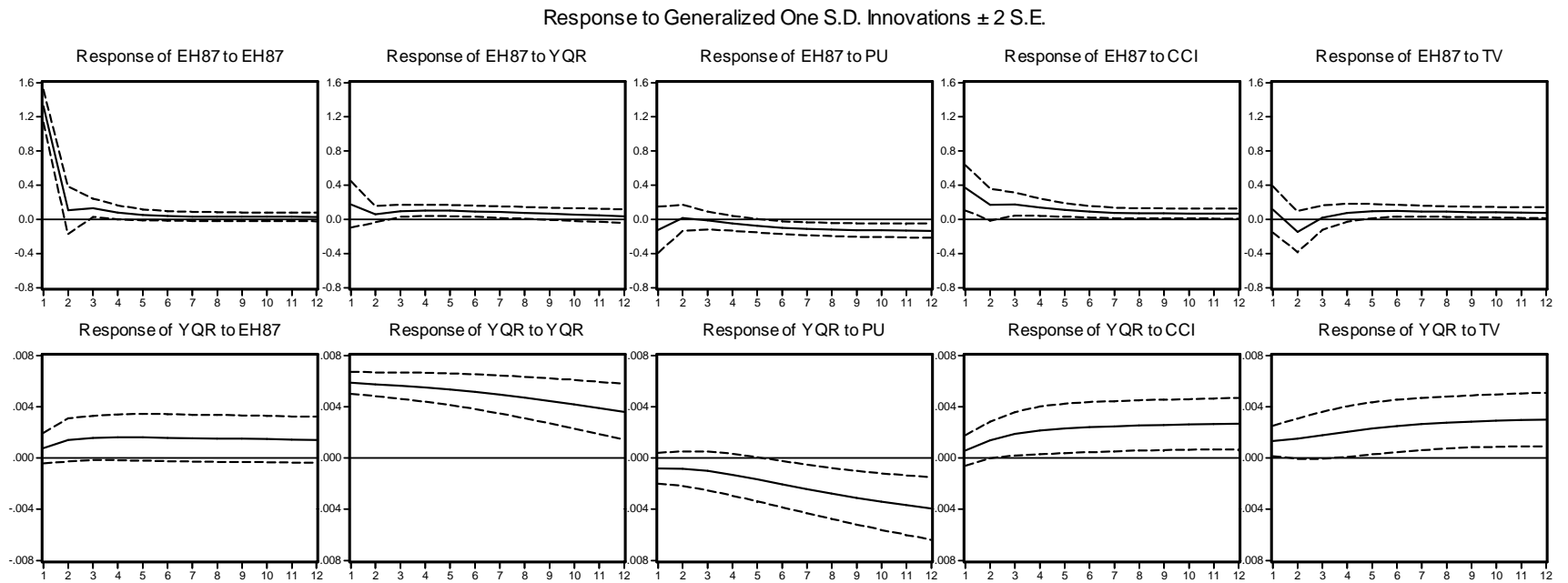
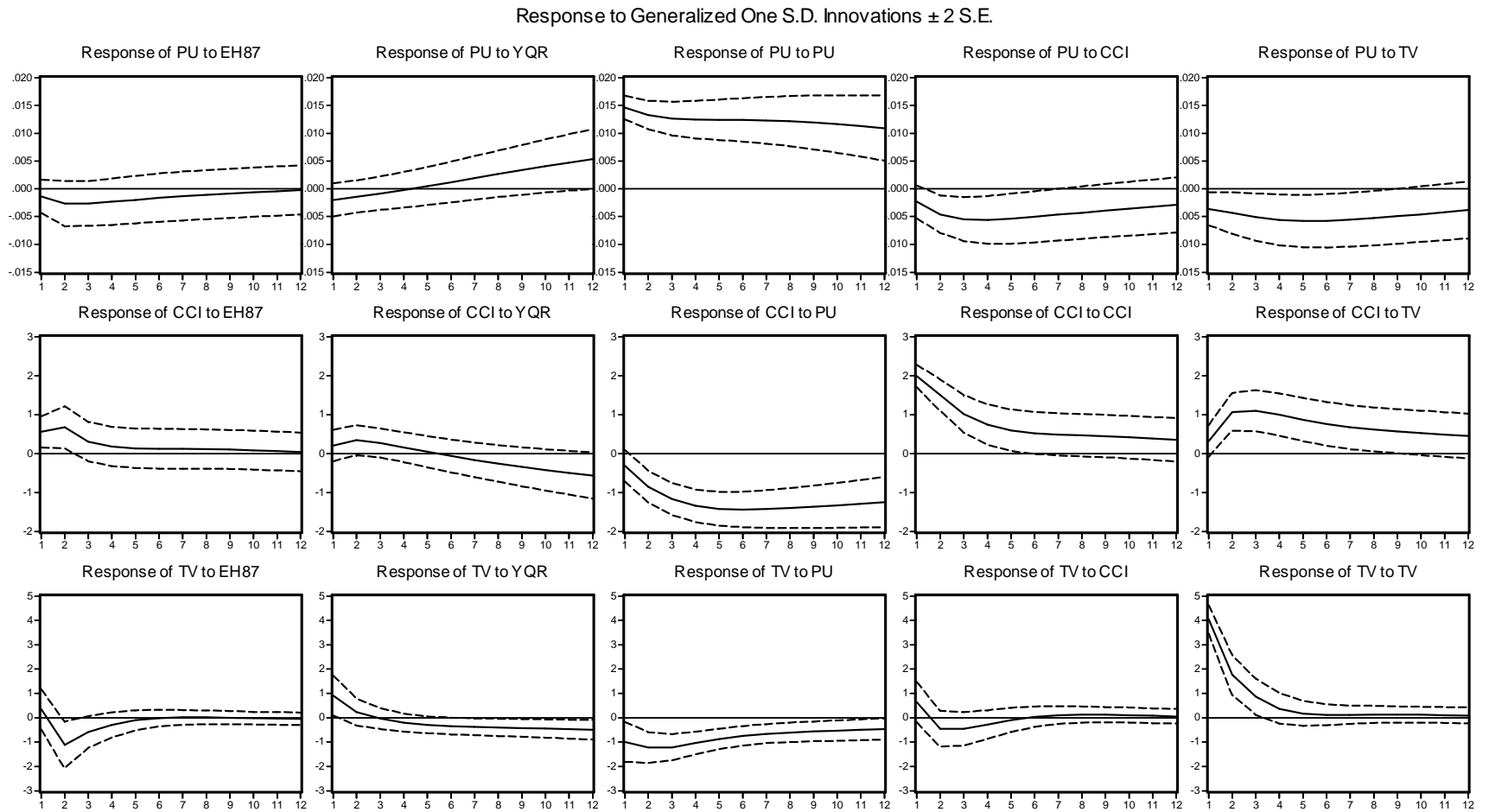
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Abbildung 9.26: Impulse-Response von EH87 auf Schocks in U, PU, CCI und TV



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.27: Impulse-Response-Funktionen von EH87 und YQR



Auswirkungen von Schocks in Höhe des geschätzten Standardfehlers der Gleichung (1 s.e. eq.)

Abbildung 9.28: Impulse-Response-Funktionen von PU, CCI und TV

Performance des Modells ohne TV, aber mit CCI am besten. Hier beträgt der MSE 1,31. Bei Inklusion von TV verschlechtert er sich auf 1,33. Werden sowohl CCI als auch TV weggelassen, verschlechtert sich der MSE weiter auf 1,37. Bei EH87 ist die Benutzung von TV das beste Simulationsergebnis in Bezug auf den MSE zu erreichen. Er beträgt im vollständigen Modell mit TV und CCI 1,62. Ohne TV verschlechtert sich der Wert auf 1,64, ohne TV und CCI beträgt er 1,67.

Zusammengefasst ergeben sich aus den Simulationen, dass durch die zusätzliche Betrachtung des Konsumentenvertrauens eine Verbesserung der Ergebnisse erreicht werden kann. Gegenüber dem Modell mit Konsumentenvertrauen verbessern sich die Ergebnisse durch die Inklusion der TV-Berichterstattung nur im Fall der Einzelhandelsumsätze mit Kfz und Tankstellen.

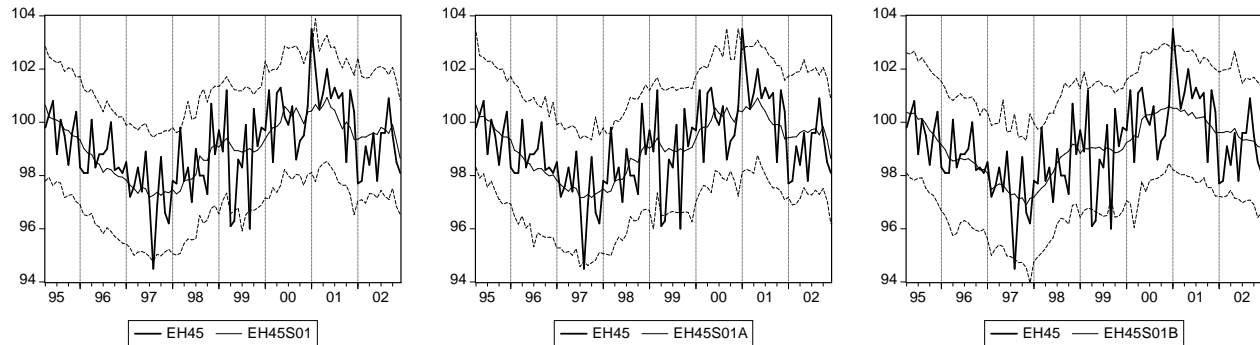


Abbildung 9.29: Simulation von EH45 mit CCI und TV (EH45S01), mit CCI und ohne TV (EH45S01A) und ohne CCI und TV (EH45S01B)

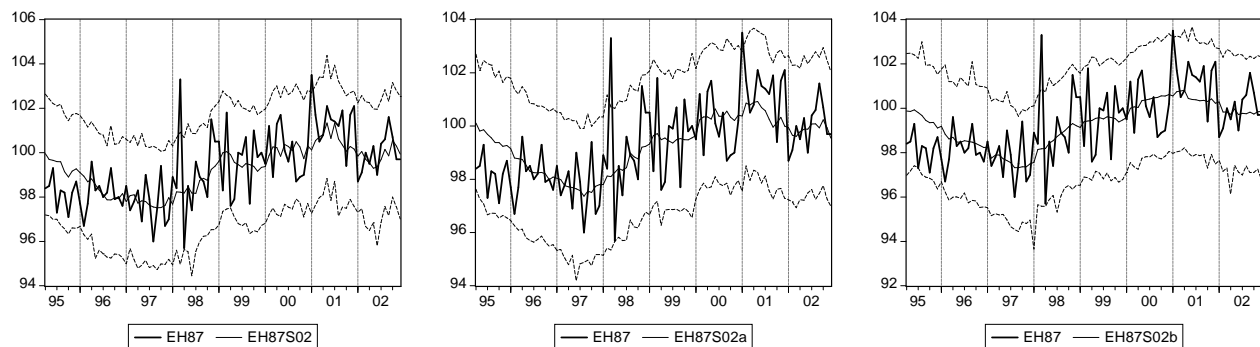


Abbildung 9.30: Simulation von EH87 mit CCI und TV (EH87S01), mit CCI und ohne TV (EH87S01A) und ohne CCI und TV (EH87S01B)

stats for	DEH4501	DEH4501A	DEH4501B	DEH8702	DEH8702A	DEH8702B
Mean:	1.3292	1.3099	1.3699	1.6193	1.6386	1.6736
S.D.:	2.0252	2.0043	2.0410	3.0947	3.1675	3.0755
Min:	6.E-05	6.E-05	4.E-06	0.0003	0.0002	0.0003
Max:	9.4857	9.6814	8.8910	25.822	27.007	26.308
Obs:	93	93	93	93	93	93

Tabelle 9.36: Statistiken der quadrierten Abweichungen

9.6.7 Out-of-sample-Prognose

Als Stützung für eine out-of-sample-Prognose wurde der Zeitraum 1995:1 bis 2001:12 gewählt. So blieben 12 Monate als Prognosezeitraum. Die Gleichungen aus Abschnitt 9.6.5 und 9.6.6 wurden als Eingleichungsmodelle neu gefasst. Die resultierenden Schätzungen für EH45 lauten:

Modell 1:

$$EH45 = C(1)*EH45(-1) + C(2)*U(-1) + C(3)*PU(-1) + C(4)*CCI(-1) + C(5)*TV(-1) + C(6)$$

C(1) = -0.0485075
 C(2) = -1.1971844
 C(3) = 5.7696159
 C(4) = 0.0905530
 C(5) = -0.0150115
 C(6) = 116.85141

Estimated S.E. = 1.1852228

Modell 1a:

$$EH45 = C(1)*EH45(-1) + C(2)*U(-1) + C(3)*PU(-1) + C(4)*CCI(-1) + C(5)$$

C(1) = -0.0467075
 C(2) = -1.2210933
 C(3) = 6.7728278
 C(4) = 0.0911259
 C(5) = 116.96932

Estimated S.E. = 1.1793893

Modell 1b:

$$EH45 = C(1)*EH45(-1) + C(2)*U(-1) + C(3)*PU(-1) + C(4)$$

C(1) = 0.0002783
 C(2) = -1.1798621
 C(3) = -3.0697442
 C(4) = 111.22506

Estimated S.E. = 1.1955821

Für EH87 ergab sich:

Modell 2:

$$EH87 = C(1)*EH87(-1) + C(2)*YQR(-1) + C(3)*PU(-1) + C(4)*CCI(-1) + C(5)*TV(-1) + C(6)$$

C(1) = 0.0605153
 C(2) = 11.915468
 C(3) = -2.6123028
 C(4) = 0.0678681
 C(5) = -0.0664349
 C(6) = 76.864769

Estimated S.E. = 1.3866849

Modell 2a:

$$EH87 = C(1)*EH87(-1) + C(2)*YQR(-1) + C(3)*PU(-1) + C(4)*CCI(-1) + C(5)$$

C(1) = 0.0803355
 C(2) = 14.765185
 C(3) = 1.3079100
 C(4) = 0.0632257
 C(5) = 71.103325

Estimated S.E. = 1.4059114

Modell 2b:

$$EH87 = C(1)*EH87(-1) + C(2)*YQR(-1) + C(3)*PU(-1) + C(4)$$

$C(1) = 0.1032055$
 $C(2) = 15.418765$
 $C(3) = -5.2544671$
 $C(4) = 67.466450$

Estimated S.E. = 1.4064068

Die Modelle 1 bzw. 2 beschreiben also das komplette System mit den Variablen CCI und TV. In den Modellen 1a bzw. 2a wurde die Variable TV eliminiert, in den Modellen 1b bzw. 2b die Variablen TV und CCI. Im nächsten Schritt wurden aus den geschätzten Modellen Prognosen erstellt und verglichen. Abbildungen 9.31 und 9.32 zeigen die statischen und dynamischen Prognosen für EH45 und EH87.

Zunächst ist auffällig, dass zwischen statischer und dynamischer Prognose kaum ein Qualitätsunterschied zu erkennen ist. Dies liegt an der über alle Modelle robusten insignifikanten Schätzung des autoregressiven Koeffizienten von EH45(-1) bzw. EH87(-1). Mit anderen Worten, die Fluktuation der EH-Reihen ist so groß, dass die Informationen, die in den vergangenen Werten stecken, durch das Rauschen überdeckt werden.

Tabelle 9.37 zeigt einige statistische Kennwerte der quadrierten Abweichung zwischen der Reihe EH45 und den Prognosen. Es ist

$$\text{DEH45FS01} := (\text{EH45} - \text{EH45FS01})^2 \quad \text{usw.} \quad (9.48)$$

stats for	DEH45FS01	DEH45FS01A	DEH45FS01B	DEH45FD01	DEH45FD01A	DEH45FD01B
Mean:	1.5622	1.4868	1.5354	1.4962	1.4249	1.5358
S.D.:	1.5692	1.5680	1.6598	1.5182	1.5321	1.6601
Min:	0.0480	0.1180	0.0056	0.0233	0.0772	0.0056
Max:	4.4579	4.3808	4.5254	4.0761	4.3266	4.5254
Obs:	12	12	12	12	12	12

Tabelle 9.37: Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichen EH45

stats for	DEH87FS02	DEH87FS02A	DEH87FS02B	DEH87FD02	DEH87FD02A	DEH87FD02B
Mean:	0.7983	0.5936	0.7614	0.8242	0.6142	0.8269
S.D.:	1.0100	0.8881	1.0653	1.0317	0.9290	1.1495
Min:	0.0053	0.0268	0.0002	0.0050	0.0162	6.E-05
Max:	3.4022	2.9847	3.3509	3.4925	3.1668	3.7102
Obs:	12	12	12	12	12	12

Tabelle 9.38: Quadrierte Abweichungen zwischen prognostiziertem und tatsächlichen EH87

Die Performance der Modelle 1A und 2A ist bei beiden Prognoseverfahren deutlich besser als sowohl Modell 1 bzw. 2 und Modell 1B bzw. 2B. Dagegen fallen die Modelle 1 und 2 gegenüber Modellen 1B bzw. 2B im statischen Fall deutlich zurück und sind im dynamischen Fall nur marginal besser.

Insgesamt wird deutlich, dass die Berücksichtigung des Konsumentenvertrauens bei der Erklärung der Einzelhandelsumsätze die Prognose deutlich verbessern kann. Dagegen bringt die Inklusion der TV-Berichterstattung keine Qualitätsverbesserung mehr mit sich – obwohl festgestellt wurde, dass sie ursächlich in das System eingreift. Es liegt also die Vermutung nahe, dass der Einfluss der TV-Berichterstattung fast komplett über das Konsumentenvertrauen vermittelt wird. Ist letzteres bekannt, ist die maximal verwertbare Informationsmenge bezüglich der Prognose der Einzelhandelsumsätze bereits berücksichtigt. Die zusätzliche Nutzung der TV-Berichterstattung verschlechtert die Prognose dann sogar.

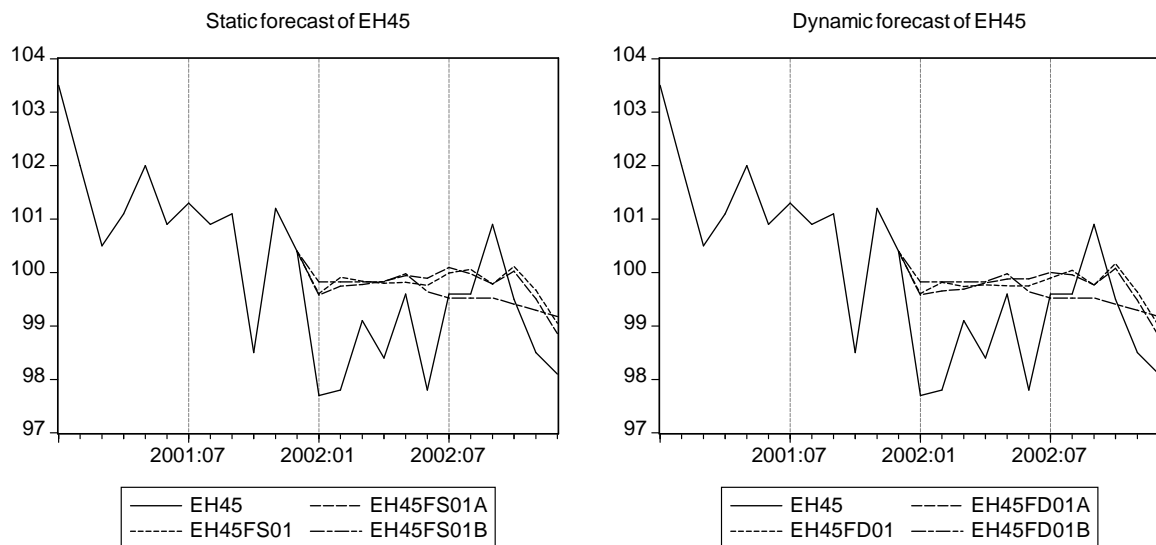


Abbildung 9.31: Statische und dynamische Prognosen von EH45

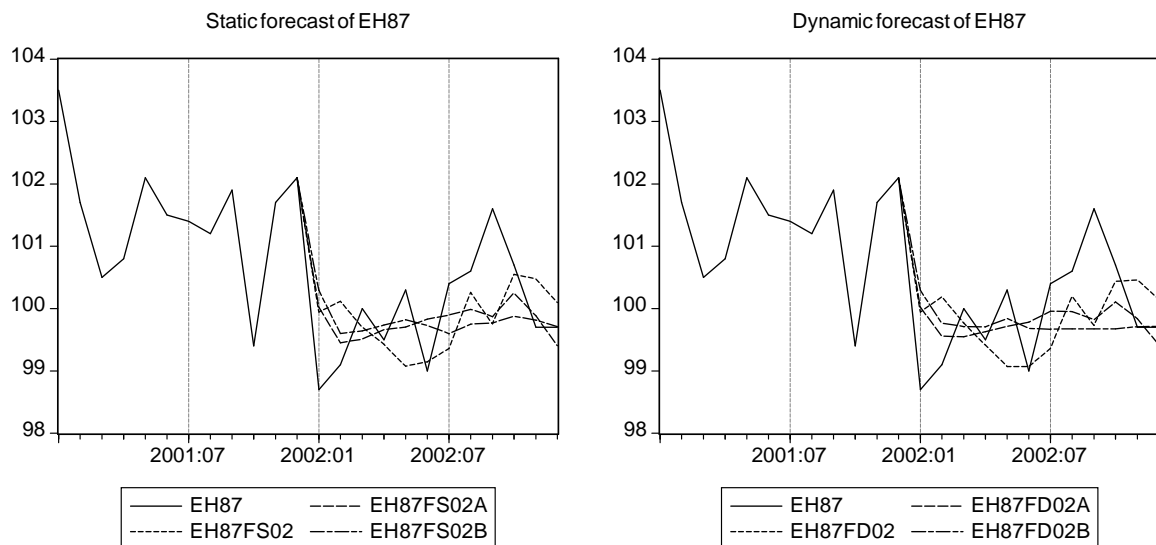


Abbildung 9.32: Statische und dynamische Prognosen von EH87

9.6.8 Zusammenfassung

Aus den Analysen ist deutlich geworden, dass die Variablen Einzelhandelsumsatz, Einkommen bzw. Arbeitslosigkeit, Veränderungsrate der Arbeitslosigkeit, Konsumentenvertrauen und TV-Berichterstattung ein komplexes und hochgradig interdependentes System bilden. Die Wochenmedien konnten bereits am Anfang der Analyse aus dem System eliminiert werden, da sie keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag mehr liefern konnten. Auch andere getestete Variablen (Zinssätze, Zinsspreads, Aktienindizes, verfügbares Einkommen, Sozialtransfers u.a.) konnten aus dem System entfernt werden, ohne dass die gewonnene Vereinfachung erkennbare Kosten im Sinne von Erklärungsbeitrag verursacht hätte. Das Niveau der Arbeitslosigkeit konnte als gute Approximation des Nettolohneinkommens herangezogen werden, da sich beide Variablen als fast kollinear erwiesen.

Auf der Seite der realwirtschaftlichen Variablen hat sich der dominante Einfluss der Lage am Arbeitsmarkt herausgestellt. Von ihr gehen starke Wirkungen auf die weichen Variablen Konsumentenvertrauen und Berichterstattung, aber auch auf den Konsum aus. Das Konsumentenvertrauen erwies sich als hochgradig getrieben von der Berichterstattung; hier bestätigten sich trotz einer etwas anderen Definition der abhängigen Variablen die Ergebnisse aus Abschnitt 9.5.

Die vier Variablen Einkommen (bzw. Arbeitslosigkeit), Veränderung der Arbeitslosigkeit, Konsumentenvertrauen und TV-Berichterstattung erwiesen sich bezüglich des Einzelhandels als annähernd block-exogen, d.h. es waren kaum Rückkopplungen der Einzelhandelsumsätze auf das System zu erkennen. Dagegen konnte jeweils im Rahmen der statistischen Nachweisbarkeit ein klarer und robuster kausaler Zusammenhang aller vier Variablen auf die Einzelhandelsumsätze nachgewiesen werden. Der Vergleich der ungestützten Prognosen der Umsätze (*out-of-sample*-Prognosen) ließen dabei erkennen, dass durch die Inklusion des Konsumentenvertrauens eine deutliche Verbesserung der Prognosegüte erreicht werden kann. Gleichzeitig wurde die Vermutung gestützt, dass der nachgewiesene Einfluss der TV-Berichterstattung wohl komplett über das Konsumentenvertrauen vermittelt wird, da eine zusätzliche Berücksichtigung der Berichterstattung zu keiner Verbesserung der Prognosen mehr geführt hat.

9.7 Anhang

9.7.1 Fragestellungen aus dem Konsumentenenumfragen

Im folgenden ist der Fragekatalog abgedruckt, welcher des Umfragen der Europäischen Kommission zugrunde liegt.

Monthly questions:

Q1 How does the financial situation of your household now compare with what it was 12 months ago?

- ++ 1 - got a lot better
- + 2 - got a little better
- = 3 - stayed the same
- 4 - got a little worse
- 5 - got a lot worse
- N 9 - don't know.

Q2 How do you think the financial position of your household will change over the next 12 months?

- ++ 1 - get a lot better
- + 2 - get a little better
- = 3 - stay the same
- 4 - get a little worse
- 5 - get a lot worse
- N 9 - don't know.

Q3 How do you think the general economic situation in this country has changed over the last 12 months?

- ++ 1 - got a lot better
- + 2 - got a little better
- = 3 - stayed the same
- 4 - got a little worse
- 5 - got a lot worse
- N 9 - don't know.

Q4 How do you think the general economic situation in this country will develop over the next 12 months?

- ++ 1 - get a lot better
- + 2 - get a little better
- = 3 - stay the same
- 4 - get a little worse
- 5 - get a lot worse
- N 9 - don't know.

Q5 Compared with what it was 12 months ago, do you think the prices:

- ++ 1 - have risen a lot?
- + 2 - have risen moderately?
- = 3 - have risen slightly?
- 4 - have hardly changed?
- 5 - fallen slightly?
- N 9 - don't know.

Q6 By comparison with what is happening now, do you think that in the next 12 months:

- ++ 1 - there will be a more rapid increase in prices?
- + 2 - prices will increase at the same rate?
- = 3 - prices will increase at a slower rate?
- 4 - prices will stay about the same?
- 5 - prices will fall slightly?
- N 9 - don't know.

Q7 How do you think the level of unemployment in the country will change over the next 12 months? Will it

- ++ 1 - increase sharply?
- + 2 - increase slightly?
- = 3 - remain the same?
- 4 - fall slightly?
- 5 - fall sharply?
- N 9 - don't know.

Q8 Do you think that there is an advantage for people to make major purchases (furniture, washing machines, T.V. sets etc.) at the present time?

- + 1 - yes, now is the right time
- = 2 - it is neither the right time nor the wrong time

- 3 - no, it is the wrong time, the purchase should be postponed

N 9 - don't know.

Q9 Over the next 12 months, how do you think the amount of money you will spend on major purchases will compare with what you spent over the last 12 months? Will it be:

++ 1 - much more?

+ 2 - a little more?

= 3 - about the same?

- 4 - a little less?

-- 5 - much less?

N 9 - don't know.

Q10 In view of the general economic situation, do you think this is:

++ 1 - a very good time to save?

+ 2 - quite a good time to save?

- 3 - rather an unfavourable time to save?

-- 4 - a very unfavourable time to save?

N 9 - don't know.

Q11 Over the next 12 months, how likely are you to be able to save any money?

++ 1 - very likely

+ 2 - fairly likely

- 3 - fairly unlikely

-- 4 - very unlikely

N 9 - don't know.

Q12 Which of these statements best describe the present financial situation of your household?

++ 1 - we are saving a lot

+ 2 - we are saving a little

= 3 - we are just managing to make ends meet on our income

- 4 - we are having to draw on our savings

-- 5 - we are running into debt

N 9 - don't know.

Q13 How likely are you to buy a car within the next 2 years?

- ++ 1 - very likely
- + 2 - fairly likely
- 3 - fairly unlikely
- 4 - very unlikely
- N 9 - don't know.

Q14 Are you planning to purchase or build a home within the next 2 years (to live in yourself, for a member of your family, as a holiday home, to let etc.)?

- ++ 1 - yes, definitely
- + 2 - possibly
- 3 - probably not
- 4 - no
- N 9 - don't know.

Q15 Over the next 12 months, how likely are you to spend any large sums of money on home improvements such as central heating, sanitary ware etc.?

- ++ 1 - very likely
- + 2 - fairly likely
- 3 - fairly unlikely
- 4 - very unlikely
- N 9 - don't know.

Kapitel 10

Schlussbetrachtungen

Das Ziel der Arbeit bestand in der Aufdeckung von empirischen Interdependenzen zwischen Meinungsklima, Medienberichterstattung und Zuständen und Ereignissen in der Realwelt. Im ersten Teil wurden die theoretischen und methodischen Voraussetzungen dafür untersucht. In Kapitel 2 wurden die relevanten wirtschafts-, medien- und politikwissenschaftlichen Theorien erörtert, in Kapitel 3 Probleme der statistischen Analyse aufgezeigt und in Kapitel 4 auf dieser Grundlage eine theorie- und methodenkritische Zusammenfassung der wichtigsten bisherigen empirischen Ergebnisse geleistet.

Im zweiten Teil erfolgte dann die Umsetzung der gewonnenen Einsichten in eigene empirische Untersuchungskonzepte. Es wurden methodisch multiparadigmatisch statistische Interdependenzen in den Bereichen Politik (Kapitel 6 und 7), Gesellschaft (Kapitel 8) und Wirtschaft (Kapitel 9) gesucht. In allen Fällen wurden Zeitreihendaten zur Entwicklung des Meinungsklimas mit Zeitreihendaten zur Entwicklung von Medienberichterstattung kausalanalytisch verknüpft. In Kapitel 9 wurden zudem Reihen der realen Wirtschaftstätigkeit einbezogen.

10.1 Zusammenfassung der wichtigsten theoretischen Ergebnisse

Eine zusammenfassende Diskussion der theoretischen Untersuchung erfolgte bereits in Kapitel 5. Die wichtigsten Schlussfolgerungen sind:

- Die Vermittlung von Verhalten durch Einstellungen ist eine theoretisch wie empirisch gut abgesicherte Tatsache.
- Einstellungen folgen nicht immer den zugrunde liegenden realweltlichen Prozessen, sondern weisen mitunter gravierende systematische Abweichungen auf.
- Ein Teil dieser Abweichungen ist durch die Rezeption von durch Medien vermittelte Informationen erklärbar.
- Die relevanten Forschungsergebnisse sind über verschiedene Forschungstraditionen verstreut. Damit war ein interdisziplinärer Ansatz zwingend geboten.
- Die bisherige Methodenabhängigkeit der Ergebnisse erforderte die Entwicklung eines einheitlichen empirischen Analyserahmens.

10.2 Entwicklung eines Analyserahmens

Der Diskussion aus Teil 1 und dort insbesondere Abschnitt 3.2 folgend, wurde zur Verminderung der Methodenabhängigkeit der empirischen Ergebnisse eine möglichst breites und vereinheitlichtes Vorgehen bezüglich der verwendeten statistischen Methoden gesucht. Die Instrumente umfassten im Einzelnen:

- eine grafische Beurteilung und historisch-qualitative Einschätzung der Zeitreihen; dies erlaubt die Aufdeckung von allgemeinen Trends, Ausreißern und Strukturbrüchen;

- eine bivariate Betrachtung von Kreuzkorrelationen; dies erlaubt erste Vermutungen über mögliche zeitliche und damit kausale Strukturen zwischen jeweils zwei Reihen;
- eine bivariate Überprüfung auf Grangerkausalität; dies erlaubt stärkere Aussagen über mögliche Interdependenzen zwischen jeweils zwei Reihen;
- die Aufstellung von multivariaten vektorregressiven Modellen (VARs); anders als bei Strukturgleichungen erlaubt der VAR-Ansatz eine relativ atheoretische Aufdeckung der Interdependenzen zwischen mehreren Variablen;
- die Aufstellung von multivariaten vektoriellen Fehlerkorrekturmodellen (VECs); diese berücksichtigen neben der empirischen Dynamik von VARs auch langfristige Gleichgewichtszustände;
- die Simulation der VAR- bzw. VEC-Modelle; dies erlaubt Aussagen über die Prognosekraft der aufgestellten Modelle.

In der Arbeit wurde Wert auf die fortgeschrittenen zeitreihenökonometrischen Verfahren gelegt. Der implizite Vergleich der Ergebnisse aus den verschiedenen Analyseschritten erlaubt eine Abschätzung der Anfälligkeit empirischer Aussagen gegenüber der verwendeten Methode.

Insgesamt ergab sich das Bild, dass mit zunehmender Komplexität der Analysemethode auch die Ergebnisse eindeutiger wurden. Einfache Techniken (grafische Analyse, Korrelation) waren häufiger nicht in der Lage, Zusammenhänge aufzuspüren, wenn diese nicht besonders ausgeprägt waren. Zusätzlich konnten die Techniken nicht die komplizierten kausalen Interdependenzen der komplexeren Systeme auflösen, wie etwa im Fall der integrierten Betrachtung der Parteienbeliebtheit (Abschnitt 7.9) oder der wirtschaftlichen Fragestellungen aus Kapitel 9. Dennoch behalten auch diese Methoden ihre Berechtigung, liefern sie doch unverzichtbare erste Hinweise auf mögliche Zusammenhänge.

10.3 Zusammenfassung der wichtigsten empirischen Ergebnisse

Die empirische Analyse im zweiten Teil erstreckte sich auf die Bereiche Politik (Kapitel 6 und 7), Gesellschaft (Kapitel 8) und Wirtschaft (Kapitel 9). Dabei stellten sich im Einzelnen folgende Ergebnisse heraus:

- Die Hypothese starker Medienwirkungen konnte im Wesentlichen über alle Bereiche bestätigt werden.
- Ausnahme davon stellten die Inflationserwartungen da, bei denen kein Einfluss der Medienberichterstattung nachgewiesen werden konnte.
- Ausnahmen davon stellten ebenfalls einige Fälle dar, bei denen aufgrund von zu kurzen Zeitreihen oder zu niedriger Frequenz (Analyse der Politikerwichtigkeit, Abschnitt 6.2) die Datenqualität mangelhaft war.

- In den Fällen, bei denen Realweltindikatoren verwendet wurden – dies betrifft v.a. die Analyse wirtschaftlicher Einstellungen in Kapitel 9 –, dominierten die Realwelteffekte zumeist die Medieneffekte, welche aber dennoch signifikant blieben. Eine Abschätzung in Fall von Arbeitsmarkterwartungen (Abschnitt 9.4.7) ergab, dass in der kurzen Frist Realwelteffekte etwa 30% ausmachen, während Medieneffekte etwa mit 10% eingehen. Ergänzend muss dabei beachtet werden, dass langfristig die Realwelt bestimmend bleibt: Es konnte gezeigt werden, dass Meinung wie Medien dazu tendieren, sich einem durch die tatsächliche Arbeitslosigkeit definierten Gleichgewichtszustand anzupassen.
- Die Schwankungen des Meinungsklimas konnten mit den hier entwickelten Verfahren recht gut erklärt werden.
- Als optimale Wirkungsspanne stellte sich in den meisten Fällen eine Frist von ein bis zwei Monaten heraus. In seltenen Fällen betrug sie drei Monate. Zudem schien ein beträchtlicher Teil der Dynamik innerhalb desselben Monats stattzufinden. Hier war eine weitere kausalanalytische Zergliederung aufgrund der vorliegenden Daten aber nicht möglich.
- Die Medienberichterstattung stellte sich – zumindest in den in dieser Arbeit verwendeten Operationalisierungen – als sehr volatil heraus. Die Schwankungen dieser Reihen konnten schlecht erklärt werden. Sollten in der Zukunft nicht andere Erklärungen für die Bewegung der Medienberichterstattung gefunden werden, liegt der Schluss nahe, dass Medien einen weitgehend autonomen Faktor in der Informationskette darstellen.
- Die Effekte der Fernsehberichterstattung dominierten in fast allen Fällen die Effekte der Wochenmedienberichterstattung. Teilweise fielen letztere vollständig aus den Erklärungsansätzen heraus.
- Simulationen von Reihen des Meinungsklimas ergaben, dass mit der Verwendung von Reihen der Medienberichterstattung teilweise deutliche Zuwächse bei der Prognosegüte erzielt werden konnten. Da Indikatoren der Medienberichterstattung grundsätzlich tagesaktuell oder mit wenigen Tagen Verzögerung zur Verfügung gestellt werden können, ist die Verwendung derselben potentiell auch für Prognose bestimmter Wirtschaftsindikatoren interessant.

Die breite Aufstellung der Analysefelder – es wurden die Beliebtheitswerte von 12 Politikern, die Wichtigkeitswerte von 8 Politikern, die Umfragewerte von 6 Parteien, 24 gesellschaftliche Probleme, 6 Erwartungsindikatoren bezüglich wirtschaftlicher Entwicklungen und 2 Einzelhandelsumsatzreihen untersucht – lässt die getroffenen qualitativen Aussagen als gesichert erscheinen.

Die eingangs formulierten Hypothesen können durch die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit also als voll bestätigt angesehen werden: Es wurden nicht nur kausale Wechselwirkungen zwischen Medien und Meinung nachgewiesen, sondern es konnten die gefundenen Zusammenhänge auch für Simulationen und Prognosen eingesetzt werden. Dabei ergab sich bis auf einen Fall jeweils eine mäßige bis deutliche Steigerung der Prognosegüte. Insgesamt ist damit abgesichert, dass die gefundenen Zusammenhänge nicht nur als statistisch signifikant, sondern auch als inhaltlich relevant einzustufen sind.

10.4 Beschränkungen

Auf die zahlreichen Beschränkungen dieser Arbeit wurde an entsprechenden Stellen hingewiesen. Sie betrafen Beschränkungen der Daten, der Methode und des Konzepts:

- Die Quelldaten für die Berichterstattung der Tageszeitungen waren lückenhaft und konnten in dieser Arbeit nicht verwendet werden. Eine Ausnahme stellen die Untersuchungen in Abschnitt 9.4.7 dar, wo mit alternativen Verfahren ein Index der Berichterstattung in zwei großen Tageszeitungen konstruiert wurde. Dieses Verfahren wich von der ansonsten verwendeten Methode ab. Die Abschätzung bezüglich der Einstellungen zum Arbeitsmarkt konnte für die TV-Medien nur eine Effektstärke von 1% nachweisen im Vergleich zu 9% für die Berichterstattung der Tageszeitungen. Dies legt den Verdacht nahe, dass in den übrigen Fällen durch falsche Vernachlässigung der Tageszeitungen möglicherweise Medieneffekte systematisch unterschätzt worden sind (*omitted variable bias*).
- Alternativ kann die Vermutung geäußert werden, dass trotz aller Mühen insbesondere bei der breiten Wahl der Analysemethoden die Ergebnisse weiter anfällig gegenüber der Art und Weise der Datenerhebung sind. Dies betrifft die Überlegungen aus Abschnitt 3.1.1 und ist möglicherweise ebenfalls sichtbar an der Abschätzung der Effektstärken aus Abschnitt 9.4.7, wo der Index der Berichterstattung der Tageszeitungen – gewonnen aus einer EDV-gestützten Zählung der Artikel zum Arbeitsmarkt – den TV-Index – gewonnen aus der quantitativen Medieninhaltsanalyse – klar schlug.
- Die Frequenz der Daten war mit monatlichen Beobachtungen kaum noch zu verbessern, allerdings bleibt der Verdacht, dass zur Untersuchung eines Teiles der Dynamik eine noch feinere Auflösung erreicht werden müsste. Es ist aber kaum davon auszugehen, dass abgesehen von einigen lokal und zeitlich begrenzten Studien hier in naher Zukunft eine deutliche Verbesserung der Datenlage eintreten wird.
- Mögliche Nichtlinearitäten wurden nicht untersucht. Damit fielen wichtige Fragen wie etwa die nach Wahrnehmungsschwellen aus der Untersuchung heraus.
- In der vorliegenden Arbeit lag ein Trade-off zwischen Komplexität der Modelle und der breiten Aufstellung der Analyse vor, wobei die Entscheidung zu Gunsten letzterer ausgefallen war. Dadurch konnten einige mögliche spezielle Wechselwirkungen – etwa zwischen Parteienbeliebtheit und Wirtschaftslage – nicht aufgedeckt werden.

10.5 Rückbezug zur Theorie und Ausblick

Bezüglich der in Kapitel 2 aufgeworfenen theoretischen Fragen lassen die empirischen Ergebnisse einige Antworten zu. Zunächst lässt sich die ohnehin nicht mehr besonders kritische Frage nach dem „Ob“ von

Medienwirkungen mit den gefundenen Indizien ein weiteres Mal bejahen. Der Fokus kann deshalb nicht mehr nur auf dieser Frage ruhen. Vielmehr müssen Anstrengungen unternommen werden, die Höhe der Effekte zu quantifizieren. Dies setzt naturgemäß eine neue Vorgehensweise mit völlig neuen Operationalisierungen voraus.

Die interessantesten Implikationen ergeben sich nach Meinung des Autors dieser Arbeit für die Fragen der Informationsbeschaffung und -verarbeitung und der Erwartungsbildung. Das Modell vollständig rationaler Erwartungen erhält mit den Ergebnissen ein weiteres Fragezeichen angehängt. Kritisch muss angemerkt werden, dass sich mit den hier verwendeten Daten – welche konzeptionell auch so in den meisten anderen Arbeiten eingesetzt werden – die Frage nach Unverzerrtheit der Erwartungen nicht beantwortet werden kann. Die Annahme schwacher Rationalität kann also nicht überprüft werden, solange nicht Beobachtungen über die tatsächliche quantitative Ausprägung von Erwartungen vorliegen.

Der Autor dieser Arbeit versteht die vorangegangene Untersuchung als einen Beitrag von vielen, welche die Wechselwirkungen zwischen Meinung, Medien und Realwelt aufzudecken suchen. Zukünftige Forschung wird sich naturgemäß entlang vieler Bahnen entwickeln, aus den Ausführungen lassen sich einige mögliche Ansätze ableiten:

- Damit Medienwirkungsforschung gleichberechtigt in die Wirtschaftsforschung Einzug erhalten kann, müssen transparente, kontinuierliche und hochfrequente Indikatoren der Medienberichterstattung zur Verfügung gestellt werden. Die Qualität muss sich dabei an der etablierten Vertrauens- und Geschäftsklimaindizes orientieren.
- Zukünftige Medienwirkungsforschung wird sich wohl mehr mit der Ausgestaltung und Verfeinerung von Modellen zu speziellen Teilfragestellungen zu befassen haben als mit der generellen Frage nach dem Vorhandensein von Medienwirkungen überhaupt. Dies betrifft zum einen eine vorsichtige Erhöhung der Anzahl der intervenierenden Variablen, zum anderen alternative Modellspezifikationen, um Nichtlinearitäten gerecht zu werden.
- Sollten zukünftig längere Zeitreihen vorliegen, so ist eine rigorose Überprüfung der Prognosekraft von Medienindikatoren wünschenswert.
- Die vorliegende Untersuchung nahm als Analysegegenstand eine repräsentative Stichprobe aus der westdeutschen bzw. gesamtdeutschen Bevölkerung an. Damit sollte das Konstrukt des repräsentativen Verbrauchers abgebildet werden. Eine Erweiterung der Untersuchung auf andere Wirtschaftssubjekte – Investoren, Unternehmen, Analysten – ist ebenfalls denkbar.
- Nicht zuletzt sollten auch Erklärungen für die Bewegung der Berichterstattung selbst verstärkt gesucht werden.

Von der Beantwortung dieser und anderer Fragen wird es in Zukunft abhängen, ob die Beachtung von Informationsprozessen in und durch die Massenmedien in der theoretischen und angewandten Wirtschaftsforschung ihre Berechtigung erhält.

Literaturverzeichnis

- [Acemoglu und Scott 1994] ACEMOGLU, D. ; SCOTT, A.: Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory? In: *The Economic Journal* (1994), S. 1–19
- [Achen 1975] ACHEN, C.H.: Mass Political Attitudes and the Survey Response. In: *American Political Science Review* 69 (1975), S. 1218–1231
- [Ader 1995] ADER, C.R.: A Longitudinal Study of Agenda Setting for the Issue of Environmental Pollution. In: *Journalism and Mass Communication Quarterly* 72/2 (1995), S. 300–311
- [Alesina u. a. 1993] ALESINA, A. ; LONDREGAN, J. ; ROSENTHAL, H.: A Model of the Political Economy of the United States. In: *American Political Science Review* 87 (1993), S. 12–33
- [Arcelus und Meltzer 1975] ARCELUS, F. ; MELTZER, A.H.: The Effect of Aggregate Economic Variables on Congressional Elections. In: *American Political Science Review* 69 (1975), S. 1232–39
- [Assenmacher 2002] ASSENMACHER, W.: *Einführung in die Ökonometrie*. Oldenbourg Wissenschaftsverlag GmbH, 2002
- [Bartels und Brady 1993] BARTELS, K.M. ; BRADY, H.E.: The State of Quantitative Political Methodology. In: FINIFTER, AW (Hrsg.): *Political Science: The State of The Discipline II*. Washington, 1993, S. 121–162
- [Bartels 1996a] BARTELS, L.M.: *Politicians and the Press: Who leads, who follows?* Paper prepared for presentation at the Annual Meeting of the American Political Science Association, San Francisco, September. 1996
- [Bartels 1996b] BARTELS, L.M.: Uninformed Voters: Information Effects in Presidential Elections. In: *American Journal of Political Science* 40 (1996), S. 194–230
- [Batchelor und Dua 1992] BATCHELOR, R. ; DUA, P.: Survey Expectations in the Time Series Consumption Function. In: *Review of Economics and Statistics* 74 (1992), S. 598–606
- [Batchelor 1986] BATCHELOR, R.A.: Qualitative v. Quantitative measures of inflation expectations. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48 (1986), S. 99–120

- [Batchelor und Dua 1987] BATCHELOR, R.A. ; DUA, P.: The accuracy and rationality of U.K. inflation expectations: some quantitative evidence. In: *The American Economist* 19 (1987), S. 819–28
- [Batchelor und Orr 1988] BATCHELOR, R.A. ; ORR, A.D.: Inflation Expectations Revisited. In: *Economica* 55 (1988), S. 317–331
- [Beck 1991] BECK, N.: Comparing dynamic specifications: the case of presidential approval. In: *Political Analysis* 1 (1991), S. 51–87
- [Beckman und Downs 1997] BECKMAN, S.R. ; DOWNS, D.: Forecasters as imperfect information processors: Experimental and survey evidence. In: *Journal of Economic Behavior and Organization* 32 (1997), S. 89–100
- [Begg u. a. 1991] BEGG, D. ; FISCHER, E. ; DORNBUSCH, R.: *Economics*. McGraw-Hill, 1991
- [Behr und Iyengar 1985] BEHR, R.L. ; IYENGAR, S.: Television News, Real World Cues and Changes in the Public Agenda. In: *Public Opinion Quarterly* 49(1) (1985), S. 38–57
- [Blanchard 1993] BLANCHARD, O.: What Caused the Last Recession? Consumption and the Recession of 1990-1991. In: *American Economic Review* 83 (1993), S. 270–274
- [Blood und Phillips 1995] BLOOD, D.J. ; PHILLIPS, P.C.B.: Recession Headline News, Consumer Sentiment, the State of the Economy and US Presidential Popularity: a Time Series Analysis 1989-93. In: *International Journal of Public Opinion Research* 7(1) (1995), S. 2–22
- [Bloom und Price 1975] BLOOM, H.S. ; PRICE, H.G.: Voter Response to Short Run Economic Conditions: The Asymmetric Effect of Prosperity and Recession. In: *American Political Science Review* 69 (1975), S. 1240–50
- [Boomgarden und Vliegthart 2004] BOOMGARDEN, H.G. ; VLIEGENTHART, R.: *Explaining the rise of anti-immigrant populist parties: The role of news media content in the Netherlands, 1990-2002*. Unpublished working paper. 2004
- [Bortz 1993] BORTZ, J.: *Statistik für Sozialwissenschaftler*. Springer-Verlag, 1993
- [Bram und Ludvigson 1998] BRAM, J. ; LUDVIGSON, S.: Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race. In: *Federal Reserve Bank of New York Economic Review* Juni (1998), S. 59–78
- [Brettschneider 2000a] BRETTSCHEIDER, F.: Reality Bytes: Wie die Medienberichterstattung die Wahrnehmung der Wirtschaftslage beeinflusst. In: FALTER, J.W. (Hrsg.): *Wirklich ein Volk?* 2000, S. 539–569
- [Brettschneider 2000b] BRETTSCHEIDER, F.: *Up and Down - Die Wirtschaftslage in den Fernsehnachrichten und in der Wahrnehmung der Bevölkerung*. Vortrag auf der Tagung „Medienwirkungsforschung“

- 2000“ der Deutschen Gesellschaft für Medienwirkungsforschung, 1.-2. Oktober, Universität Hohenheim, Stuttgart. 2000
- [Brosius und Kepplinger 1990] BROSIUS, H.B. ; KEPPLINGER, H.M.: The Agenda-Setting Function of Television News: Static and Dynamic Views. In: *Communication Research* 17(2) (1990), S. 183–211
- [Brosius und Kepplinger 1992] BROSIUS, H.B. ; KEPPLINGER, H.M.: Linear and Nonlinear Models of Agenda-Setting in Television. In: *Journal of Broadcasting and Electronic Media* 36 (1992), S. 5–23
- [Bryan und Venkatu 2001] BRYAN, M.F. ; VENKATU, G.: The Demographics of Inflation Opinion Surveys. In: *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary* (2001), Oktober
- [Carlson und Parkin 1975] CARLSON, J.A. ; PARKIN, M.: Inflation Expectations. In: *Economica* 42 (1975), S. 123–138
- [Carroll 1992] CARROLL, C.D.: The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. In: *Brookings Papers on Economic Activity* 2 (1992), S. 61–156
- [Carroll 1996] CARROLL, C.D.: *Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/permanent Income Hypothesis*. NBER Working Paper. 1996
- [Carroll 1998] CARROLL, C.D.: *Why Do the Rich Save so Much?* NBER Working Paper. 1998
- [Carroll 2002a] CARROLL, C.D.: *The Epidemiology of Macroeconomic Expectations*. NBER Working Paper. 2002
- [Carroll 2002b] CARROLL, C.D.: Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. In: *Quarterly Journal of Economics* (2002), forthcoming
- [Carroll und Dunn 1997] CARROLL, C.D. ; DUNN, W.E.: *Unemployment Expectations, Jumping (S,s) Triggers and Household Balance Sheets*. NBER Working Paper. 1997
- [Carroll u. a. 1994] CARROLL, C.D. ; FUHRER, J.C. ; WILCOX, D.W.: Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why? In: *American Economic Review* (1994), S. 1397–408
- [Carroll und Samwick 1995] CARROLL, C.D. ; SAMWICK, A.A.: *How important is precautionary saving?* NBER Working Paper. 1995
- [Cass und Shell 1983] CASS, D. ; SHELL, K.: Do Sunspots Matter? In: *Journal of Political Economy* 91 (1983), S. 193–227
- [Charlton 1997] CHARLTON, M.: Rezeptionsforschung als Aufgabe einer interdisziplinären Wissenschaft. In: CHARLTON, S (Hrsg.): *Rezeptionsforschung*. Opladen, 1997, S. 16–39
- [Chauvet und Guo 2003] CHAUVET, M. ; GUO, J.T.: Sunspots, Animal Spirits and economic Fluctuations. In: *Macroeconomic Dynamics* 7 (2003)

- [Chopin und Darrat 2000] CHOPIN, M.C. ; DARRAT, A.F.: Can Consumer Attitudes Forecast the Macroeconomy? In: *The American Economist* 44 (2000), S. 34–42
- [Clarke und Marianne 1994] CLARKE, H.D. ; MARIANNE, C.S.: Prospections, Retrospections and Rationality: The ‘Bankers’ Model of Presidential Approval reconsidered. In: *American Journal of Political Science* 38 (1994), S. 1104–23
- [Currie und Hall 1994] CURRIE, D. ; HALL, S.: Expectations, learning and empirical macroeconomic models. In: *International Journal of Systems Science* 25 (1994), S. 849–869
- [Curtin 1982] CURTIN, R.T.: Indicators of Consumer Behavior: The University of Michigan Surveys Of Consumers. In: *Public Opinion Quarterly* 46 (1982), S. 340–352
- [Dahl und Hansen 2001] DAHL, C.M. ; HANSEN, N.L.: The Formation of Inflation Expectations under Changing Inflation Regimes. In: *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 4 (2001), S. 183–212
- [Dams 2003] DAMS, A.: *Zweitstimme ist Kanzlerstimme! Die Abhängigkeit der Kanzlerpräferenz von der Wirtschaftslage*. 2003. – Dissertation zur Erlangung des Doktorgrades der Philosophie am Fachbereich Politik- und Sozialwissenschaften der Freien Universität Berlin
- [de Vreese 2001] DE VREESE, C.H.: *Economy, welfare or national identity: the agenda-setting role of the news media in the 2000 Danish referendum on the introduction of the euro*. Paper presented to the Political Communication Division of the American Political Science Association’s annual meetings, San Francisco, CA, August 28 - September 2. 2001
- [Deaton 1993] DEATON, A.: *Understanding Consumption*. Oxford Univerity Press, 1993
- [Delorme u. a. 2001] DELORME, C.D. ; KAMERSCHEN, D.R. ; VOEKS, L.F.: Consumer confidence and rational expectations in the United States compared with the United Kingdom. In: *The American Economist* 33 (2001), S. 863–869
- [Demers u. a. 1989] DEMERS, D.P. ; CRAFF, D. ; CHOI, Y.H. ; PESSION, B.M.: Issue Obtrusiveness and the Agenda-Setting Effects of National Network News. In: *Communication Research* 16 (1989), S. 793–812
- [Deutsche Bundesbank 2001] DEUTSCHE BUNDESBANK: *Der Informationsgehalt von Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik*. In: Deutsche Bundesbank Monatsbericht. Januar 2001
- [Duch und Stevenson 2001] DUCH, R.M. ; STEVENSON, R.: *The Economy: Do They get it Right and does it Matter?* Paper prepared for presentation at the American Political Science Asociation Annual Meeting, San Francisco August 30 - September 2. 2001
- [Durr 1993] DURR, R.H.: An Essay on Cointegration and Error Correction Models. In: *Political Analysis* 4 (1993), S. 185–228

- [Eaton 1989] EATON, H.: Agenda-Setting With Bi-weekly Data on Content of Three National Media. In: *Journalism Quarterly* 66 (1989), S. 942–49
- [Eppright u. a. 1998] EPPRIGHT, D.R. ; ARGUEA, N. ; HUTH, W.L.: Aggregate consumer expectation indexes as indicators of future consumer expenditures. In: *Journal of Economic Psychology* 19 (1998), S. 215–235
- [Evans und Gulamani 1984] EVANS, G. ; GULAMANI, R.: Tests of Rationality of the Carlson-Parkin expectations data. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 46 (1984), S. 1–20
- [Farmer und Guo 1994] FARMER, R.E.A. ; GUO, J.T.: Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis. In: *Journal of Economic Theory* 63 (1994), S. 42–72
- [Farmer und Woodford 1997] FARMER, R.E.A. ; WOODFORD, M.: Self-Fulfilling Prophecies and the Business Cycle. In: *Macroeconomic Dynamics* 1 (1997), S. 740–769
- [Freeman u. a. 1989] FREEMAN, J.R. ; WILLIAMS, J.T. ; LIN, T.M.: Vector Autoregression and the Study of Politics. In: *American Journal of Political Science* 33 (1989), S. 842–877
- [Fuhrer 1993] FUHRER, JC: What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Macroeconomy? In: *New England Economic Review* Jan (1993), S. 32–44
- [Funkhouser 1973] FUNKHOUSER, G.R.: The issues of the sixties: An exploration study in the dynamics of public opinion. In: *Public Opinion Quarterly* 37 (1973), S. 62–75
- [Garner 1991] GARNER, A: Forecasting consumer spending: Should economists pay attention to consumer confidence surveys? In: *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 5 (1991), S. 57–71
- [Geil und Zimmermann 1995] GEIL, P. ; ZIMMERMANN, K.F.: Quantifizierung qualitativer Daten. In: OPPENLÄNDER, K.H. (Hrsg.): *Konjunkturindikatoren. Fakten, Analysen, Verwendung*. Oldenbourg Verlag, München, Wien, 1995, S. 108–130
- [Goidel und Langley 1995] GOIDEL, R.K. ; LANGLEY, R.E.: Media coverage of the Economy and Aggregate Economic Evaluations: Uncovering Evidence of Indirect Media Effects. In: *Political Research Quarterly* 48 (1995), S. 291–312
- [Gonzenbach 1992] GONZENBACH, W.J.: A Time-Series Analysis of the Drug Issue, 1985-1990: The Press, the Preseident and Public Opinion. In: *International Journal of Public Opinion Research* 4(2) (1992), S. 126–47
- [Haller und Norpoth 1997a] HALLER, H.B. ; NORPOTH, H.: Let the good times roll: The economic expectations of U.S. voters. In: *American Journal of Political Science* 38 (1997), S. 625–620
- [Haller und Norpoth 1997b] HALLER, H.B. ; NORPOTH, H.: Reality Bites. News Exposure and Economic Opinion. In: *Public Opinion Quarterly* 61 (1997), S. 555–575

- [Hamilton 1994] HAMILTON, J.D.: *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994
- [Harvey u. a. 1994] HARVEY, N. ; BOLGER, F. ; MCCLELLAND, A.: On the nature of expectations. In: *British Journal of Psychology* 85 (1994), S. 203–229
- [Heilemann und Wenke 1993] HEILEMANN, U. ; WENKE, M.: Attitudes and consumption in a FRG macroeconomic model context. In: *Konjunkturpolitik* 39 (1993), S. 226–250
- [Holden und Peel 1977] HOLDEN, K. ; PEEL, D.A.: An empirical investigation of inflationary expectations. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 39 (1977), S. 291–299
- [Howrey 2001] HOWREY, E.P.: The Predictive Power of the Index of Consumer Sentiment. In: *Brookings Papers on Economic Activity* (2001), S. 175–216
- [Huth u. a. 1994] HUTH, W. ; EPPRIGHT, D.R. ; TAUBE, P.M.: The indexes of consumer sentiment and confidence: Leading or misleading guides to future buyer behavior. In: *Journal of Business Research* 29 (1994), S. 199–206
- [Jäckel 1999] JÄCKEL, M.: *Medienwirkungen*. Westdeutscher Verlag, 1999
- [Johnston 1999] JOHNSTON, R.: Business Cycles, Political Cycles and Government Popularity. In: *Canadian Journal of Political Science* 32 (1999), S. 499–520
- [Kaiser und Spitz 2000] KAISER, U. ; SPITZ, A.: *Quantification of Qualitative Data Using Ordered Probit Models with an Application to a Business Survey in the German Services Sector*. Working Paper. 2000
- [Kepplinger und Roth 1973] KEPPLINGER, H.M. ; ROTH, H.: Kommunikation in der Ölkrise des Winters 1973/74. In: *Publizistik* 23 (1973), S. 347–356
- [Kernell 1978] KERNELL, S.: Explaining Presidential Popularity. In: *American Political Science Review* 72 (1978), S. 506–22
- [Klein und Moore 1982] KLEIN, P.A. ; MOORE, G.H.: *The Leading Indicator Approach to Economic Forecasting - Retrospect and Prospect*. NBER Working Paper. 1982
- [Kramer 1983] KRAMER, G.H.: The Ecological Fallacy Revisited: Aggregate versus Individual-Level Findings on Economics and Elections and Sociotropic Voting. In: *American Political Science Review* 77 (1983), S. 92–111
- [Krause 1998] KRAUSE, G.A.: Voters, Information Heterogeneity and the Dynamics of Aggregate Economic Expectations. In: *American Journal of Political Science* 42 (1998)
- [Kumar u. a. 1995] KUMAR, V. ; LEONE, R.P. ; GASKINS, J.N.: Aggregate and disaggregate sector forecasting using consumer confidence measures. In: *International Journal of Forecasting* 11 (1995), S. 361–377

- [Linden 1982] LINDEN, F.: The Consumer as Forecaster. In: *Public Opinion Quarterly* 46 (1982), S. 353–60
- [MacKuen u. a. 1992] MACKUEN, M.B. ; ERIKSON, R.S. ; STIMSON, J.A.: Peasants or Bankers? The American Electorate and the U.S. Economy. In: *American Political Science Review* 86 (1992), S. 597–911
- [Maier u. a. 2000] MAIER, P. ; STURM, J.E. ; HAAN, J. de: *Political Pressure on the Bundesbank: An Empirical Investigation Using the Havrilesky Approach*. Working paper. 2000
- [Malley und Moutous 1996] MALLEY, J. ; MOUTOUS, T.: Unemployment and Consumption. In: *Oxford Economic Papers* 48 (1996), S. 584–600
- [Matsusaka und Sbordone 1995] MATSUSAKA, J.G. ; SBORDONE, A.M.: Consumer Confidence and Economic Fluctuations. In: *Economic Inquiry* 33 (1995), S. 296–318
- [McCombs 1997] MCCOMBS, M.E.: New Frontiers in Agenda Setting: Agendas of Attributes and Frames. In: *Mass Communication Review* 24 (1997)
- [McCombs und Shaw 1972] MCCOMBS, M.E. ; SHAW, D.L.: The Agenda-Setting Function of the Mass Media. In: *Public Opinion Quarterly* 36 (2) (1972), S. 176–85
- [Mishkin 1978] MISHKIN, F.S.: Consumer Sentiment and Spending on Durable Goods. In: *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1978), S. 217–232
- [Muellbauer 1994] MUELLBAUER, J.: The Assessment: Consumer Expenditure. In: *Oxford Review of Economic Policy* 10 (1994), S. 1–41
- [Muth 1961] MUTH, J.F.: Rational Expectations and the Theory of Price Movements. In: *Econometrica* 29(3) (1961), S. 315–335
- [Nadeau u. a. 2000] NADEAU, R. ; NIEMI, R.G. ; AMATO, T.: Elite economic forecast, economic news, mass economic expectations and voting intentions in Great Britain. In: *European Journal of Political Research* 38 (2000), S. 135–170
- [Nannestad und Paldam 1994] NANNESTAD, P. ; PALDAM, M.: The VP-function: A survey of the literature on vote and popularity functions after 25 years. In: *Public Choice* 79 (1994), S. 213–243
- [Nerlove 1983] NERLOVE, M.: Expectations, plans and realizations in theory and practice. In: *Econometrica* 51 (1983), S. 1251–1279
- [Neumann 1990] NEUMANN, W.R.: The threshold of (US) public attention. In: *Public Opinion Quarterly* 54(2) (1990), S. 159–176
- [Norpoth 1987] NORPOTH, H.: Guns and Butter and Government Popularity in Britain. In: *American Political Science Review* 81 (1987), S. 979–959

- [Ostrom und Smith 1993] OSTROM, C.W. ; SMITH, R.M.: Error Correction, Attitude Persistence and Executive Rewards and Punishments: A Behavioral Theory of Presidential approval. In: *Political Analysis* 4 (1993), S. 127–83
- [Parigi und Schlitzer 1997] PARIGI, G. ; SCHLITZER, G.: Predicting consumption of Italian households by means of survey indicators. In: *International Journal of Forecasting* 13 (1997), S. 197–209
- [Parlour und Schatzow 1978] PARLOUR, J.W. ; SCHATZOW, S.: The Mass Media and Public Concern for Environmental Problems in Canada, 1960-1972. In: *International Journal of Environmental Studies* 13 (1978), S. 9–17
- [Pesaran 1984] PESARAN, M.H.: Expectations formations and macroeconomic modelling. In: MALGRANGE, P.; MUET, P. (Hrsg.): *Contemporary Macroeconometric Modelling*. Basil Blackwell, 1984, S. 27–55
- [Pesaran 1985] PESARAN, M.H.: Formation of Inflation Expectations in British Manufacturing Industries. In: *The Economic Journal* 95 (1985), S. 948–75
- [Pesaran 1987] PESARAN, M.H.: *The Limits to Rational Expectations*. Basil Blackwell, 1987
- [Pesaran und Shin 1998] PESARAN, M.H. ; SHIN, Y.: Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. In: *Economics Letters* 58 (1998), S. 17–29
- [Price und Zaller 1993] PRICE, V. ; ZALLER, J.R.: Who Gets the News? In: *Public Opinion Quarterly* 57 (1993), S. 133–64
- [Rogers u. a. 1993] ROGERS, E.M. ; DEARING, J.W. ; BREGMAN, D.: The Anatomy of Agenda-Setting Research. In: *Journal of Communication* 43 (2) (1993), S. 68–84
- [Roper 1982] ROPER, B.W.: The Predictive Value of Consumer Confidence Measures. In: *Public Opinion Quarterly* 46 (1982), S. 361–367
- [Rössler 1997] RÖSSLER, P.: *Agenda-Setting*. Westdeutscher Verlag, 1997
- [Rötheli 1998] RÖTHELI, T.F.: Pattern recognition and procedurally rational expectations. In: *Journal of Economic Behavior and Organization* 37 (1998), S. 71–90
- [Santero und Westerlund 1996] SANTERO, T. ; WESTERLUND, N.: Confidence Indicators and their Relationship to Changes in Economic Activity. In: *OECD Working Paper* 170 (1996)
- [Sears u. a. 1980] SEARS, D.O. ; LAU, R.R. ; TYLER, T.R. ; ALLEN, H.M. Jr.: Self-Interest vs. Symbolic Politics in Policy Attitudes and Presidential Voting. In: *American Political Science Review* 74 (1980), S. 670–87
- [Smith 1987] SMITH, K.A.: Effects of Newspaper Coverage on Community, Issue Concerns and Local Government Evaluations. In: *Communication Research* 14 (1987), S. 379–395

- [Smith 1980] SMITH, T.W.: Americas' Most Important Problem - A Trend Analysis, 1947-1976. In: *Public Opinion Quarterly* 44 (1980), S. 164-80
- [Soroka 1999] SOROKA, S.N.: *Different Issues, Different Effects. Building an Issue Topology for Agenda-Setting*. Prepared for delivery at the 1999 Annual Meeting of the American Political Science Association, Atlanta Marriott Marquis and Atlanta Hilton and Towers, September 2-5. 1999
- [Soroka 2000] SOROKA, S.N.: *How Canadian is Canadian Public Opinion*. Paper presented at the Annual Meeting of the Canadian Political Science Association, Quebec City, Quebec, Canada, August. 2000
- [Soroka 2001] SOROKA, S.N.: *Media, Public Opinion and Foreign Policy*. Paper prepared for delivery at the 2001 Annual Meeting of the American Political Science Association, Hilton San Francisco and Tows, August 30 - September 2. 2001
- [Soroka 2002a] SOROKA, S.N.: Issue Attributes and Agenda-Setting by Media, the Public and Policy-makers in Canada. In: *International Journal of Public Opinion Research* 14 (2002), S. 264-285
- [Soroka 2002b] SOROKA, S.N.: *When Does News Matter?* Nuffield College Politics Working Paper 2002-W7. 2002
- [Starr-McCluer 1999] STARR-McCLUER, M.: *The Measurement of Consumer Expectations using Survey Data*. Federal Reserve Board of Governors Working Paper 1999-17. 1999
- [Sturm 2004] STURM, J.E.: *Economic News and its Effect on the Ifo Business Climate Survey: First Results Based on Sector Data for Trade and Industry*. Working paper, first presented at the Agenda Setting Conference 2003, Bonn, Germany, 10-12 September 2003. 2004
- [Tims u. a. 1989] TIMS, A.R. ; FAN, D.P. ; FREEMAN, J.R.: The Cultivation of Consumer Confidence: A Longitudinal Analysis of News Media Influence on Consumer Sentiment. In: *Advances in Consumer Research* 76 (1989), S. 758-70
- [Traut-Mattausch u. a. 2003] TRAUT-MATTAUSCH, E. ; SCHULZ-HARDT, S. ; GREITEMEYER, T. ; FREY, D.: Euro-Einführung: Die gefühlte Inflation. In: *Die Bank* (2003), Juni, S. 372-375
- [Wan 2001] WAN, B.: *The Sentimental Consumer: What Drives Consumer Expectations in Australia?* Commonwealth Treasury Working Paper. 2001
- [Wanta und Hu 1993] WANTA, W. ; HU, Y.W.: The Agenda-Setting Effects of International News Coverage: An Examination of Differing News Frames. In: *International Journal of Public Opinion Research* 5(3) (1993), S. 250-264
- [Weatherford 1983] WEATHERFORD, M.S.: Economic Voting and the 'Symbolic Politics' Argument: A Reinterpretation and Synthesis. In: *American Political Science Review* 77 (1983), S. 158-74

- [Wenke 1991] WENKE, M.: Konsumklima und Ausgabenverhalten der privaten Haushalte. Zur Relevanz von Konsumentenstimmungen für die Erklärung der gesamtwirtschaftlichen Konsumnachfrage. In: *RWI-Mitteilungen* 42 (1991), S. 157–175
- [Wu u. a. 2002] WU, H.D. ; STEVENSON, R.L. ; CHEN, H.C. ; GÜNER, Z.N.: The conditioned impact of recession news: A time-series analysis of economic communication in the United States, 1987 - 1996. In: *International Journal of Public Opinion Research* 14 (2002), S. 19–36
- [Zhu u. a. 1993] ZHU, J.H. ; WATT, J.H. ; SNYDER, L.B. ; YAN, J. ; JIANG, Y.: Public Issue Priority Formation: Media Agenda-Setting and Social Interaction. In: *Journal of Communication* 43(1) (1993), S. 8–29